

Private R&D and Public R&D subsidies: Microeconometric Evidence for Denmark

Ulrich Kaiser

University of Southern Denmark at Odense, E-mail: uka@sam.sdu.dk

SUMMARY: This paper seeks to quantify the causal effects of Research and Development (R&D) subsidies on firms' R&D intensity (the ratio of private R&D to sales). It uses data on 442 firms observed in 1999 and 2001 and applies three approaches that differ in their restrictiveness with respect to the identification assumptions. Weak statistical evidence for the presence of positive effects of research subsidization is found with point estimates of between 0.8 percent (standard error 0.5 percent) and 0.5 percent (standard error 0.3 percent).

1. Introduction

It is widely acknowledged by European economic policy makers that research and development (R&D) is a main ingredient of sustained economic growth and welfare. It is also generally accepted that private R&D needs to be publicly supported since the social returns to R&D exceed the private returns to R&D which is due to the fact that firms may not be able to fully reap the benefits of their research. This is so since whenever firms undertake research, fractions of the newly generated knowledge leaks out to competitors, thereby creating an external effect termed »research spillover« that justifies policy intervention from an economic theory point of view.

The leaders of the EU-15 countries agreed that the ratio of R&D expenditures to GDP should be at least 3 percent until 2012 on their March 2003 Barcelona summit. In order to meet this goal, subsidization of R&D will probably increase since according to figures published by the OECD (OECD 2005), the average R&D/GDP ratio of the EU-15 countries was 1.95 percent in 2002 which is thus well below the targeted 3 per-

This paper benefited from helpful comments from an anonymous referee as well as from Julia Häring, Bettina Peters, Hans Christian Kongsted and Birgitte Sloth. I wish to thank Anders Hertz Larsen (at that time National Agency for Enterprise and Construction (Erhvervs- og Byggestyrelsen), now Research International) for providing me with the data set used in this study. The data and software codes used in this study are available at <http://www.ulrichkaiser.com/papers/subsidies.html>.

cent. The latest reported figure for Denmark is from 2003 when the R&D/GDP ratio was 2.64 percent (up from 2.53 percent in 2002). A key question for economic policy to ask is whether public R&D support stimulates private R&D efforts (by equalizing private returns social returns to R&D) or whether it is crowding it out (since firms may free-ride on government subsidies). In this paper I try to identify the effects of public R&D support on private R&D efforts using data on a cross-section of 126 Danish service sector and 348 manufacturing sector firms observed in 1999 and 2001 that export, conduct R&D and have more than ten registered employees. While there is quite broad agreement that tax incentives stimulate R&D (Bloom et al. 2000; Hall and van Reenen 2000; Warda 2002), existing studies on the effects of direct subsidization have arrived at very mixed conclusions. For example Busom (2000) finds crowding-in effects of public R&D for a sample of Spanish firms using an econometric model that parametrically corrects for the potential endogeneity of R&D subsidies to private R&D expenditures (there might be a bicausal relationship between R&D subsidies and private R&D expenditures); Lach (2002) reports insignificant effects of public R&D on private R&D for Israeli firms using difference-in-difference methods while Czarnitzki and Fier (2002), who use matching models, show that public R&D support decreases the private R&D efforts of German firms. Surveys by David et al. (2000), Harhoff and Fier (2002) and Klette et al. (2000) also report a wide array of evaluation results. The only existing econometric analysis for Denmark that I am aware of is Sørensen et al. (2003). This macroeconometric study uses sector-level data on selected Danish manufacturing industries that spans the period 1974 to 1995. The authors find significantly positive effects of public research support on private R&D. That differences between different evaluation studies exist is not very surprising.

First, public subsidization programs differ across countries and even within countries. Second, econometric evaluation methods differ widely as well.

This paper applies three different methods to identify causal treatment effects that differ with respect to their restrictiveness of their underlying assumptions. The main empirical finding is that the most restrictive model with respect to identification and the least restrictive model both find positive and statistically weakly significant effects of R&D subsidization on R&D intensity. The point estimates indicate a change in R&D intensity of 0.8 percent due to R&D subsidization for the random treatment model (standard error 0.5 percent) and 0.5 percent for the difference-in-difference model (standard error 0.3 percent). The model with intermediate restrictiveness does not find any statistically significant effects. As a by-product of this paper, I also analyze what types of firms are most likely to receive R&D subsidies. Random effects probit estimates indicate that firms from the food processing industry are most likely to receive subsidies, even controlled for other factors such as firm size, workforce skill structure and internationalization. This finding appears to be important since the food proces-

sing industry is neither an industry where technical breakthroughs are to be expected nor one where value added is particularly high.

In light of the low statistical precision of my estimates and a multitude of data-related caveats (that are discussed in Section 2 below), probably the most important lesson to be learned from this study is that it might be worthwhile reviewing Danish research subsidization policies. This review would ideally be based on large-scale econometric studies that are coupled with detailed case studies in order to make sure that government policy is based on firm quantitative grounds.

2. Caveats

Before proceeding I believe some words of caution with regard to this paper are in order. The paper suffers from five main potential problems with the most important one undoubtedly being that the number of observations is low and that the number of firms, that received public R&D subsidies is even lower; 71 in manufacturing (19 in 1999 and 20 in 2001) and 33 in services (33 in 1999 and 38 in 2001).¹ All inferences are hence based on a fairly small sample.² The other four potential drawbacks of my paper are the same as for other existing studies. First, I only estimate the effect of those firms that receive treatment. There might of course be positive or negative spillover effects on non-treated firms that go unnoticed. Second, I do not have information about the exact support scheme (size, application requirements, easiness of access, non-pecuniary support such as counselling etc.) that the treated firms may have benefited from. It might well be that different subsidization programs have different effects. What I estimate in this paper is the average effect of a bundle of support programs. Third, my study does not trace the long-run effect of public research subsidies and also does not estimate issues such as reductions in wasteful duplication of R&D efforts. It is possible that public R&D support does not have a significant effect on private R&D today but that it stimulates future private R&D. Fourth, my analysis is based on self-reported data and it cannot be ruled out that there is heterogeneity across the respondents' interpretation of what R&D and R&D subsidies are.

A last issue to note here is that my analysis is not concerned with the effect of public R&D on private R&D success such as patent applications, patent grants, or the successful launch of a new production process or of a product innovation.

3. Identification

The main question this paper asks is: what is the causal effect of R&D subsidies (e.g. received treatment) on those firms that did receive subsidies? In other words,

1. Note that the corresponding number of observations is twice as large due to the panel structure of the data.

2. It is, however, not much smaller than that of other evaluation studies, for example the widely cited paper by Dehejia and Wahba (1999).

what is the difference between firm i that did receive treatment and the same firm i that did not receive treatment. The fundamental problem is that firm i is only observed in one state, with treatment or without treatment. The counterfactual is not observed.

Hence constructing valid counterfactuals is the key to the estimation of causal treatment effects. There is a growing body of literature that is based on the counterfactual framework that was pioneered by Rubin (1974). The following exposition follows Wooldridge (2002, Ch. 18).

My main interest is on the average treatment effect on the treated, ATT , with $ATT \equiv E[y_1 - y_0 | d = 1]$, where y_1 denotes the outcome variable of interest with treatment, y_0 denotes the outcome variable without treatment and d denotes an indicator variable for treatment that is coded 1 if treatment was received and 0 otherwise.

My variable of interest is private R&D intensity, the ratio of firms' R&D to total sales. By proceeding this way, I circumvent measuring sheer size effects and am consistent with existing studies (e.g. Busom 2000; Czarnitzki and Fier 2002). The other quantity of interest is the average treatment effect, ATE : $ATE \equiv E[y_1 - y_0]$. Estimating ATE means to average over all firms in the sample, even those that would never be eligible for treatment which is why most researchers focus on ATT .

In the following I assume that there are no general equilibrium effects and that the *stable unit treatment value assumption* (SUTVA) holds, i.e. treatment of firm i affects the outcome variable of firm i only; there are no spillovers from firm i 's treatment to firm j 's outcome variable.

In order to identify the treatment effects I impose three assumptions on the relationship between the outcome variables and the event of treatment: (1) randomized treatment, (2) ignorability of treatment conditional on observables and (3) ignorability of treatment conditional on observables and time-invariant unobservables. These approaches are also called »regression based matching« (Heckman et al. 1998).

The first two approaches also consider unobserved time-invariant firm heterogeneity that is assumed to be uncorrelated with the explanatory variables (»random effects« error terms). They are hence extensions of the models discussed in Wooldridge (2002, Ch. 18). The difference-in-difference estimator considers time-invariant heterogeneity of any type.³

Assumption 1: randomized treatment

Randomized treatment assumes that d is mean independent of y_0 and y_1 . In other words: treatment is randomized, there is no self-selection into treatment. If this assumption holds, the ATT can be estimated by a simple means comparison of firms that received treatment and those that did not: $ATT = 1/T \sum_{i \in T} y_1 - 1/N \sum_{j \in N} y_0$, where T

3. Pooled OLS estimation leads to slightly smaller and much less precisely estimated parameters.

denotes the set of firms that received treatment and N denotes the set of firms that did not receive treatment. In this case, ATT and ATE coincide. Given that there will be within treatment spillovers in my sample of repeated observations, applying t -tests for identity of means will lead to biased results even if Assumption 1 holds. In order to take the error structure into account I therefore run a random effects model of the outcome variable on a dummy variable for treatment, a constant term and a dummy variable for observations from 1999, D_i^{1999} :

$$y_{it} = \mu + \eta D_i^{1999} + \delta d_{it} + \alpha_i + \epsilon_{it}, \quad (1)$$

where the error term of this equation consists of two components, a time-invariant one, α_i , and a remaining component that is mean independent, ϵ_{it} . The parameter μ denotes a constant term. My estimator for $ATT \equiv ATE$ is parameter δ . The error structure implies a particular form of autocorrelation unless the variance of the firm-specific effect, α_i , is 0 so that exploiting the error structure leads to more efficient parameter estimates compared to the pooled OLS model.

Assumption 2: ignorability of treatment conditional on observables

It is now assumed that conditional on a vector of observable firm characteristics, x , d is independent of y_0 and y_1 : $E[y_0|x, d] = E[y_0|x]$ and $E[y_1|x, d] = E[y_1|x]$. That is, conditional on x , the non-treatment outcome for the treated and non-treated are comparable in expectation. This assumption, also termed »conditional mean independence assumption« in the literature, certainly holds if d is a deterministic function of x . It does not hold, however, if d is a function of unobservables (time-variant and time-invariant) as well. There are two ways of obtaining estimates of the corresponding treatment effects, (a) regression-based methods and (b) propensity score matching. Propensity score matching is not an ideal option here since it does not generally allow for treatment spillovers within the same unit of observation. In the following I therefore only discuss regression-based identification. Under Assumption 2, the ATE and the ATT can be identified in a regression framework as shown in Wooldridge (2002, Section 18.3.1). Assuming the same error structure as before leads to the following equation to estimate:

$$y_{it} = \mu + \delta d_{it} + x_{it}\beta + (x_{it} - \bar{x})\gamma d_{it} + \alpha_i + \epsilon_{it}, \quad (2)$$

where \bar{x} denotes the mean of x_{it} over all observations and time and D_i^{1999} is included in x_{it} . Subtracting the mean of x_{it} ensures that ATE is the coefficient of d , δ . The subtraction of means from the vector of observed firm heterogeneity leads to a generated re-

gressor problem and hence to inconsistent estimates of the variance-covariance matrix which is why I use bootstrapped standard errors with 1,000 replications.

The estimated *ATT* for period t from this regression is:

$$\hat{ATT}_t = \hat{\delta} + \frac{\sum_t \sum_i d_{it} (x_{it} - \bar{x}) \hat{\gamma}}{\sum_t \sum_i d_{it}}. \quad (3)$$

The corresponding standard error is calculated using the »Delta« method (Greene 2003, Ch. 5.2.4).

Assumption 3: ignorability of treatment conditional on observables and time-invariant unobservables

My final method to identify treatment effects is to first difference a structural equation for the outcome variable (see e.g. Wooldridge 2002, Section 10.6.4). First differencing removes the firm-specific error component α_i without imposing assumptions on the relationships between the error terms and the explanatory variables. Now the firm-specific effects may well be fixed unknown parameters correlated with the explanatory variables as in the fixed effects model instead of drawings from a distribution as in the random effects model. The so-called *difference-in-difference estimator* for the two-period case is:

$$\Delta y_{i2} = \mu' + \delta \Delta d_{i2} + \Delta x_{i2} \beta + \Delta \epsilon_{i2} \quad (4)$$

where Δ is the first difference operator, μ' is a constant term and the subscript 2 denotes the second period, 2001.

4. Empirical specification

My vector of observed firm characteristics, x_{it} , consists of four sets of variables: (i) variables that represent the skill structure of the workforce, (ii) variables that represent the degree of a firm's internationalization, (iii) variables that measure whether a firm's fiercest competitor is locally, nationally or internationally oriented and (iv) the »usual« control variables for observed firm heterogeneity. These are firm size (measured by the natural logarithm of the number of workers and its square), a set of sector dummies and a year dummy variable for the year 1999.

(i) Variables representing skill structure

The skill structure of a firm's workforce is an important determinant of research activity. I therefore include the share of employees with (i) more than four years of

university education, (ii) between three and four years of university or technical college education and (iii) less than three years of formal tertiary education. The share of employees with no formal education is the comparison group.

(ii) Variables representing internationalization.

The degree of internationalization of a firm might also affect its research spending since Western European export goods typically are high quality products. My three variables representing internationalization are (a) the number of languages that were spoken during the last meeting the survey respondent participated in and (b) the share of exports that is billed in Euros.

(iii) Variables representing competition.

Competition is measured by four dummy variables for (a) locally oriented private firms, (b) nationally oriented private firms, (c) multinationally oriented private firms and (d) fully or at least partly publicly owned firms. The intuition behind their inclusion is that Danish firms, facing competition from multinationally or nationally operating firms, might have stronger incentives to invest in R&D than locally operating ones since local competition might be in prices and services rather than in product sophistication. The questionnaire allowed for multiple responses to the competition questions which is why all four dummy variables can be included in the estimations.

5. Data

The econometric evaluation is based on survey data that was made available to me by the Danish Ministry of Economic and Business Affairs. It was collected by the Danish business consultancy PLS Rambøll in March 2002. The survey questions relate to 2001. The population of the survey is all non-public exporting firms with a minimum of ten registered employees in Denmark. The data were collected in a combination of postal questionnaires, internet interviews and phone interviews. Before the data collection started, the sampling frame was divided into nine different strata. A target number of firms in each strata was set and interviews were conducted until each strata was filled with the targeted number of firms. The total number of firms in the original sample is 1,000. Further details on data collection methods are provided by Danish Ministry of Economic and Business Affairs (2002).

After correcting for item-non-response and deleting from agriculture and fishery firms and dropping the five percent of firms with the highest R&D intensity, my data consists of a total of 442 firms, of which 115 are from services and 327 are from manufacturing. Some of the survey questions, such as those on R&D expenditures and

Table 1. R&D intensity and research subsidization.

	1999 & 2001		1999		2001	
	Median	Mean	Median	Mean	Median	Mean
<i>All firms</i>						
Private R&D intensity	4.5	4	4.4	3	4.7	4
Public R&D intensity	2.3	0	2.4	0	2.3	0
Share w/ subsidies	12.7		12.3		13.01	
<i>Manufacturing sector</i>						
Private R&D intensity	4.3	3	4.2	3	4.5	4
Public R&D intensity	2.0	0	1.9	0	2.1	0
Share w/ subsidies	11.1		10.6		11.6	
<i>Service sector</i>						
Private R&D intensity	5.1	5	4.9	4.975	5.4	5
Public R&D intensity	3.2	0	3.7	0	2.8	0
Share w/ subsidies	17.1		17.0		17.2	

Note: Summary statistics for R&D intensity and research subsidization.

R&D subsidies, were asked retrospectively for 1999 as well so that the total number of observation increases to 884.

Private R&D intensity is calculated from the two survey questions »Please report the share of your R&D budget in total sales in 1999 and 2001« and »Please report how large the share of your R&D budget was that was financed by subsidies or public contributions«. The data hence contains information about how much subsidy a firm received. By only differentiating between treatment and non-treatment firms I therefore discard potentially valuable information since treatment effects might differ across different treatment magnitudes.

Table 1 displays mean private and public R&D intensities and the share of firms that received public support. The figures are provided for R&D performing firms only since non-R&D performing firms are excluded from the sample. A total of 43 percent of the firms in the sample did not conduct R&D in 1999, the corresponding figure for 2001 is 40.4 percent.

Table 1 contains good news for economic policy since R&D intensity rose between 1999 and 2001 in both manufacturing and services, with most of the growth being attributable to private R&D. Public R&D intensity actually declined in services between 1999 and 2001. The fraction of firms that received R&D subsidies stayed the same both in manufacturing and services between 1999 and 2001. Average private R&D intensity in manufacturing was 4.5 percent in 2001, it was slightly higher in services with 4.7 percent. The share of public R&D in total R&D differs very much

Table 2. Treatment effects estimation results.

	All		Manufacturing		Services	
	Estimate	Std. Err.	Estimate	Std. Err.	Estimate	Std. Err.
<i>Randomized treatment</i>						
<i>ATT=ATE</i>	0.5251*	0.3038	0.2700	0.3349	1.2507*	0.6705
<i>Ignorability of treatment conditional on observables</i>						
<i>ATE</i>	0.4163	0.4021	-0.3908	0.6593	-2.1040	1.5768
<i>ATT</i>	-1.0397	1.5732	0.5734	1.3261	2.2811	17.6564
# obs./# firms	884/442		654/327		230/115	
<i>Ignorability of treatment conditional on observables and timeinvariant unobservables</i>						
<i>ATT=ATE</i>	0.8643*	0.4847	0.5755	0.4980		
# obs.	442		327			

Note: Estimation results for the Average Treatment Effects (ATE) and the Average Treatment Effect on the Treated (ATT). The asterisk * indicates statistical significance at the ten per cent marginal significance level.

from the figures reported by OECD (2005). This is so because the OECD figures also include government support in the form of tax incentives and direct support to public-private research partnership institutions that play a very important role in Danish research policy, Sørensen et al. (2003); Hougaard Jensen et al. (2003).

6. Results

Table 2 presents the estimation results for all three identification approaches. The complete set of estimation results is shown in Appendix A. Appendix B displays descriptive statistics of the variables involved in the estimations.

The randomized treatment estimator, which is most restrictive with respect to the identification assumptions, and the difference-in-difference estimator, which is least restrictive, both indicate positive and weakly significant effects of R&D subsidies on private R&D intensity for the specification where manufacturing and services are lumped together. The point estimates are 0.5291 for the randomized treatment estimator and 0.8643 for the difference-in-difference estimator. The standard errors are quite large, however, in particular for the difference-in-difference estimator where the point estimate is significant at the 7.75 percent marginal significance level only. The randomized treatment estimator is marginally significant at the 8.4 percent significance level. Note, however, that the difference-in-difference estimator is identified by 16 firms (3.62 percent of the sample) only that changed subsidy status between 1999 and 2001. This is also why Table 2 does not contain difference-in-difference estimation results for

Table 3. Random effects probit estimation results: probability of receiving public funding.

	Coeff.	Internationalization
<i>Sector dummies</i>		
Plastic and non-metals	-0.4794	0.5969
Food	1.1092**	0.5533
Wood and textiles	-0.2400	0.6067
Basic metals	-0.4058	0.5904
Office machinery	-0.4618	1.0288
Medical	-0.2354	0.8162
Construction	-0.6442	1.1909
Trade	0.1210	0.5342
Other services	0.9673*	0.5584
<i>Variables representing skill structure</i>		
Share more than 4 years tertiary education	0.3872	0.7896
Share 3-4 years tertiary education	-0.9995	0.7518
Share 3 years tertiary education	0.1059	0.7293
<i>Std. err.</i>		
ln(# languages)	0.7776*	0.4146
International	0.1355	0.8467
Share bills in euro	0.0046	0.0052
<i>Competition variables</i>		
Local competition	1.0539***	0.3949
National competition	-0.3808	0.3148
Competition from multinationals	-0.4497	0.3401
Competition from public firms	-0.1553	1.4257
<i>Cooperation variables</i>		
Cooperation	0.8433**	0.3700
Cooperation with academia	0.4209	1.1246
<i>Variables representing research activity</i>		
ln(# patents)	1.8119***	0.3665
New product introduced	0.0036	0.0061
<i>Year dummy, firm size and constant</i>		
ln(# employees)	1.2727**	0.6322
ln(# employees) ²	-0.1244**	0.0627
Year 1999	-0.1395	0.1872
Constant	-6.9762***	1.7801
<i>Tests for joint significance (test statistics and p-value)</i>		
Specification	64.7500	0.0000
Sector dummies	14.06	0.1201
Skill structure	2.81	0.4215
Internationalization	4.60	0.2035
Firm size	4.05	0.1317
Cooperation variables	5.52	0.0633
Competition variables	9.29	0.0543
Pseudo R ²	0.1834	

Table 3 displays random effects probit estimation results. The asterisks ***, ** and * indicate statistical significance at the one, five and ten per cent marginal significance level. A total of 826 observations (413 firms) were involved in the estimation. A likelihood ratio test cannot reject the presence of random effects at any significance level.

services where only three firms changed subsidy status that way. When the sample is split into firms from manufacturing and services, only the randomized treatment estimator generates statistically weakly significant effects of treatment on private R&D intensity. The point estimate is 1.2507 with an associated standard error of 0.6705.

The estimator that assumes ignorability of treatment conditional on observables produces imprecise parameter estimates for both the *ATE* and the *ATT*; none of the parameters are statistically significant at any of the conventional significance levels. The standard error of the corresponding *ATT* is even larger than for the *ATE* which is a consequence of the low precision with which the interaction terms $(x_{it} - \bar{x})$ are estimated (compare Appendix A).

An earlier version of this paper (Kaiser 2004) applies two other methods to identify the *ATT* and *ATE*: (i) propensity score matching (ii) a fully parametric selection model. Neither of these approaches considers the longitudinal dimension of the data and hence they disregard unobserved time-invariant firm heterogeneity. Neither the propensity score matching method nor the selection model lead to statistically significant effects of R&D subsidies on private R&D spending.

My finding of weakly significant and positive effects of treatment is hence in slight contrast to the results of Sørensen et al. (2003). They do not tackle the identification issue because they use sector-level data. Potential sources of this contradiction (in their order of importance) are that: (i) their estimation methods are completely different, (ii) the data refers to a different time period and (iii) there might be aggregation problems in their data.

7. Who receives R&D subsidies?

A last question this paper seeks to answer is what type of firms actually receive R&D subsidies. To investigate this question I run random effects probit regressions for the event of receiving R&D subsidies. Explanatory variables are the same as in the treatment equations. The probit regressions additionally include variables that measure whether firms (i) are involved in any R&D cooperation, (ii) are involved in a R&D cooperation with universities or public research laboratories, (iii) have recently introduced one or more new products. Finally (iv) the natural logarithm of the number of patents a firm holds is also included. None of the coefficients related to these additional variables can be interpreted as a causal effect since they are very likely to be endogenous.

Table 3 displays the estimation results. Consistent with Denmark's not too distant past as a primarily agricultural country (and with conventional wisdom), the food industry is most likely to receive R&D subsidies. By contrast, the construction industry is least likely to receive treatment, presumably simply because it is not a very R&D intensive industry in the first place.

Firms that hold patents, that are involved in R&D cooperation and that are operating internationally (as measured by the number of languages spoken at the last meeting) are more likely to receive subsidies than firms to which these characteristics do not apply.

Firm size has an inverse U-shaped effect on the probability to receive R&D subsidies. The maximum probability is reached at 166 employees and the mean in-sample firm size is 302.

8. Conclusions

This paper attempts to analyze the effects of public R&D subsidies on private R&D spending at the firm level. The empirical evidence is based on a sample of 442 R&D performing Danish firms from manufacturing and services that are involved in export activities observed in 1999 and 2001. The fundamental problem in this study is to identify *causal* effects of R&D subsidies on firms' R&D intensity, i.e. the ratio of private R&D to annual sales. Three estimators are applied that differ in their degrees to which they impose identification restrictions. The most restrictive estimator is one where treatment is assumed to be random. The second estimator assumes the selection into treatment to be random conditional on observed time-invariant firm heterogeneity. Both estimators also take »random effects« error terms into account which are assumed to be uncorrelated with the any of the explanatory variables (including the treatment variables). »Difference-in-difference« estimation is the third approach applied in this study. The identifying assumption here is that treatment is random conditional on observable firm heterogeneity and unobservable time-invariant firm heterogeneity. Hence, the latter is the least restrictive approach to estimate treatment effects.

The main result of this study is that there is weak statistical evidence for the presence of positive effects of research subsidization on private R&D intensity as indicated by positive and weakly significant estimates of the treatment variable in the random treatment and the difference-in-difference model. The point estimates vary between a 0.8 percent change in R&D intensity due to R&D subsidization (random treatment model) and 0.5 percent (difference-in-difference model). The corresponding standard errors are 0.5 percent and 0.3 percent, respectively and hence quite sizeable.

Even though the estimation results look positive for research subsidization in Denmark it has to be noted that they are based on a fairly small sample of firms, especially on a small set of firms that receive public research subsidies. Thus, in order to provide firm policy advice, the results generated by the present paper need to be complemented by additional large-sample econometric studies, ideally supported by case studies.

References

- Bloom, N., R. Griffith and J. van Reenen. 2000. Do R&D tax credits work? Evidence from a panel of countries 1979-1997, *Journal Public Economics* 85, 1-31.
- Busom, I. 2000. An empirical evaluation of the effects of R&D subsidies, *Economics of Innovation and New Technology* 19, 111-48.
- Czarnitzki, D. and A. Fier. 2002. Do innovation subsidies crowd out private investment? Evidence from the German service sector, *Applied Economics Quarterly* 48, 1-25.
- Danish Ministry of Economic and Business Affairs. 2002. *Globalisation survey 2002*, Copenhagen.
- David, P. A., B. H. Hall, A. A. Toole. 2000. Is public R&D a complement or substitute for private R&D? A review of the econometric evidence, *Research Policy* 29, 497-529.
- Dehejia, R. H. and S. Wahba. 1999. Causal effects in nonexperimental studies: reevaluation of the evaluation of training programs, *Journal of the American Statistical Association* 94, 1053-62.
- Greene, W. H. 2003. *Econometric analysis*, Prentice-Hall, Upper Saddle River.
- Hall, B. H. and J. van Reenen. 2000. How effective are fiscal incentives for R&D? A review of the evidence, *Research Policy* 29(4-5), 449-70.
- Harhoff, D. and A. Fier. 2002. Die Evolution der bundesdeutschen Forschungs- und Technologiepolitik: Rückblick und Bestandsaufnahme, *Perspektiven der Wirtschaftspolitik* 3(3), 258-79.
- Hougaard Jensen, S. E., U. Kaiser, N. Malchow-Møller and Jan Rose Skaksen. 2003. *Denmark and the information society: challenges for research and education policy*, DJØF publishing.
- Kaiser, U. (2004), Private R&D and public R&D subsidies: microeconomic evidence from Denmark, Centre for Economic and Business Research, *discussion paper* 2004-19; <http://www.cebr.dk/upload/dp2004-19.pdf>
- Lach, S. 2002. Do R&D subsidies stimulate or displace private R&D? Evidence from Israel, *Journal of Industrial Economics* 50(4), 369-90.
- Klette, T. J., J. Møen and Z. Griliches. 2000. Do substitutes to commercial R&D reduce market failures? Microeconomic evaluation studies, *Research Policy* 29, 471-95.
- OECD. 2005. *Main science and technology indicators*, Paris.
- Rubin, D. B. 1974. Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies, *Journal of Educational Psychology* 6, 688-701.
- Sørensen, A., H. C. Kongsted and M. Marcusson. 2003. R&D, public innovation policy, and productivity the case of Danish manufacturing, *Economics of Innovation and New Technology* 12(2), 163-78.
- Warda, J. 2002. Measuring the value of R&D tax treatments in OECD countries, *The STI Review* 27, 203-32.
- Wooldridge, J. M. 2002. *Econometric analysis of cross section and panel data*, MIT Press, Cambridge, Mass.

Appendix A: Full set of estimation results.*Randomized treatment.*

	Both sectors		Manufacturing		Services	
	Coeff.	Std. err.	Coeff.	Std. err.	Coeff.	Std. err.
D_{it}	0.5251*	0.3038	0.2700	0.3349	1.2507*	0.6705
Year 1999	-0.4010***	0.0694	-0.3322***	0.0769	-0.6015***	0.1506
Constant	4.6063***	0.1813	4.4130***	0.2056	5.1140***	0.3796
# obs./# firms	884/442		654/327		230/115	
R^2	0.0009		0.0003		0.0054	

The table displays random effects estimation results for private R&D intensity. The asterisks ***, ** and * indicate statistical significance at the one, five and ten per cent marginal significance level. The R^2 shown in the table is the overall R^2 .

Differences-in-differences.

	Both sectors		Manufacturing	
	Coeff.	Std. err.	Coeff.	Std. err.
ΔD_{it}	0.8643*	0.4847	0.5755	0.4980
<i>Competition</i>				
Public firms	0.2987	0.2335	0.1436	0.2635
Locally operating foreign firms	0.1499	0.1501	0.0279	0.1753
Nationally operating foreign	0.1900	0.1406	0.1784	0.1565
Multinational foreign	-0.1204	0.2415	0.2153	0.3308
Constant	0.0246	0.1230	0.1883	0.1449
# obs./# firms	884/442		654/327	
R^2	0.0009		0.0134	

The table displays difference-in-difference estimation results for private R&D intensity. The asterisks * indicates statistical significance at the ten per cent marginal significance level. Note that all time-invariant variables drop out of the estimation. Results for services are omitted since there were only three service sector firms with a change in treatment status between 1999 and 2001.

Randomized treatment conditional on observables.

	Both sectors		Manufacturing		Services	
	Coeff.	Std. err.	Coeff.	Std. err.	Coeff.	Std. err.
<i>Interactions</i>						
<i>Sector dummies</i>						
Plastics, nonmetallis, chemicals	2.2450*	1.3484	2.1356	1.4543		
Food	0.6300	1.1940	0.1853	1.2143		
Wood, textile, construction	-0.0157	1.3792	-0.0443	1.3935		
Basic metals	2.6272*	1.5159	1.0389	1.6158		
Office machinery	-2.6960	3.7779	-2.7322	3.7874		
Medical devices	1.6009	2.9728	1.9514	3.1624		
Trade	0.3066	1.3471	–	–		
Other services	1.1766	1.5344	–	–	0.6769	2.0751
<i>Shares of workers with different education</i>						
More than 4 years edu.	1.0407	2.2423	-1.1155	3.7748	5.8190	5.0471
3-4 years education	-2.4354	1.7280	-2.3459	1.7916	-9.6005	6.3168
3 years education	1.3295	2.0106	-0.4700	2.4427	5.5670	5.5806
<i>Internationalization</i>						
ln(# languages)	-0.4896	1.4193	1.0860	1.7695	-0.3489	3.0145
Share invoices in Euro	-0.0347***	0.0130	-0.0309**	0.0141	-0.0783*	0.0452
<i>Firms size</i>						
ln(# employees)	-1.9554	1.9383	-1.1384	2.4200	4.7400	6.4338
ln(# employees) ²	0.1433	0.1891	0.0918	0.2343	-0.3991	0.6062
<i>Competition</i>						
Public firms	0.6704	2.9054	-	-	0.9714	7.1537
Locally operating foreign firms	-3.6521***	1.0942	-0.7412	1.5590	-7.8390***	2.8434
Nationally operating foreign	0.3699	0.8519	1.4643	1.0491	-0.0062	2.7626
Multinational foreign	-0.3644	0.8152	1.0882	1.0520	-1.4262	2.5603
<i>Time dummy</i>						
Year 1999	-0.4355**	0.2175	-0.4409*	0.2636	-0.3662	0.4020
<i>No interactions</i>						
<i>Sector dummies</i>						
Plastics, nonmetallis, chemicals	-0.3837	0.6656	-0.6367	0.6710		
Food	-1.8235***	0.6817	-1.9882***	0.6890		
Wood, textile, construction	-0.8323	0.5894	-0.7491	0.5941		
Basic metals	-0.8337	0.6146	-0.8417	0.6146		
Office machinery	2.4791***	0.9763	2.3516**	0.9791		
Medical devices	2.4315**	1.0233	2.4816***	1.0202		
Trade	-0.1421	0.6001	--	-		
Other services	-0.1106	0.6689	--	--	-0.2350	0.7855

Continued...

continued...

	Both sectors		Manufacturing		Services	
	Coeff.	Std. err.	Coeff.	Std. err.	Coeff.	Std. err.
<i>Shares of workers with different education</i>						
More than 4 years edu.	3.4585***	0.9029	3.6007***	1.1379	3.8754***	1.5944
3-4 years education	1.9728***	0.7775	0.9029	0.8943	5.4725***	1.6302
3 years education	-0.2448	0.8266	-0.4732	0.9302	-0.7739	1.9446
<i>Internationalization</i>						
ln(# of languages)	0.7292*	0.4195	0.8370*	0.4761	0.1614	0.9132
Share invoices in Euro	0.0066	0.0060	0.0054	0.0067	0.0015	0.0145
<i>Firms size</i>						
ln(# of employees)	-0.2365	0.5636	0.0462	0.6820	-0.9751	1.4452
ln(# of employees) ²	0.0067	0.0565	-0.0184	0.0676	0.0641	0.1699
<i>Competition</i>						
Public firms	-1.7702	1.3450	-1.5852	1.4523	-1.1097	6.3052
Locally operating foreign firms	1.1993**	0.5020	0.6747	0.5860	2.6324***	1.0635
Nationally operating foreign	0.0729	0.3609	0.1764	0.4181	-0.3210	0.7573
Multinational foreign	0.3796	0.3628	0.4208	0.4253	0.2472	0.7653
<i>Time dummy</i>						
Year 1999	-0.3484***	0.0731	-0.2735***	0.0810	-0.5842***	0.1613
<i>Treatment dummy and constant</i>						
D_{it}	0.4163	0.4021	-0.3908	0.6593	-2.1040	1.5857
Constant	3.7575***	1.5323	3.3358*	1.8259	5.1267*	3.1557
# obs./# firms	884/442		654/327		230/115	
R^2	0.1869		0.1786		0.3478	

The table displays random effects estimation results for private R&D intensity. The asterisks ***,** and * indicate statistical significance at the one, five and ten per cent marginal significance level. The R^2 shown in the table is the overall R^2 . The interaction between the variable for competition from publicly owned foreign firms and treatment drops out of the equation for manufacturing because all manufacturing firms that face that type of competition receive subsidies.

Appendix B: descriptive statistics.

	Mean	Std. dev.
<i>Sector dummies</i>		
Plastics, nonmetallis, chemicals	0.0995	–
Food	0.0973	–
Wood, textile, construction	0.1244	–
Basic metals	0.1176	–
Office machinery	0.0362	–
Medical devices	0.0339	–
Construction	0.0271	–
Trade	0.1357	–
Other services	0.1244	–
<i>Shares of workers with different education</i>		
More than 4 years edu.	0.1705	0.2215
3-4 years education	0.2801	0.2526
3 years education	0.2493	0.2426
<i>Internationalization</i>		
ln(# languages)	0.6600	0.4154
Share invoices in Euro	0.9525	–
<i>Firms size</i>		
ln(# employees)	4.1689	1.4299
ln(# employees) ²	19.4223	14.0694
<i>Competition</i>		
Locally operating foreign firms	0.1516	–
Nationally operating foreign	0.4570	–
Multinational foreign	0.5294	–
Public firms	0.0204	–
<i>Cooperation variables</i>		
Cooperation	0.6606	–
Cooperation with academia	0.0407	–
<i>Variables representing research activity</i>		
ln(# patents)	0.2127	0.4094
New product introduced	0.1966	–
<i>Year dummy</i>		
Year 1999	0.5000	–

The educational attainment of the children of the Danish »guest worker« immigrants

Vibeke Jakobsen

AMID, CIM and the Danish National Institute of Social Research, E-mail: vij@sfi.dk

Nina Smith

CIM, IZA and Department of Economics, Aarhus School of Business, E-mail: nina@asb.dk

SUMMARY: This paper analyses the educational attainment of young first generation immigrants in Denmark who are children of the »guest workers« who immigrated from Turkey, Pakistan and Ex-Yugoslavia in the late 1960s and early 1970s. The results show that intergenerational transmission effects are strong among »guest worker« immigrants, especially among men. The relatively low educational level of guest workers from Turkey is a major explanation of the low educational attainment of young Turkish immigrants. The »guest worker« immigrants are not a homogenous group. The analyses reveal large differences between origin countries and gender with respect to the educational outcome and the factors explaining the educational attainment.

1. Introduction

During the 1960s and early 1970s most Western European countries experienced a large inflow of guest workers stemming from mainly Pakistan, Turkey and Ex-Yugoslavia. This study focuses on the sons and daughters of the guest workers who came to Denmark from these countries before the Danish guest worker migration stop was put into force in 1973.

The guest workers were primarily unskilled male workers who worked in the Danish manufacturing sector. The children of the first waves of guest workers have now become adults, and it is possible to analyse how they have performed in the educational system in Denmark. Beside having interest of its own, the educational attainment of the guest worker children is interesting because this group share many common characteristics with the much larger group of second generation immigrants from less de-

The authors thank Helena Skyt Nielsen, participants at the EALE Conference in Paris 2002, the workshops at Aarhus School of Business and the Danish National Institute of Social Research and two anonymous referees for many helpful comments. All remaining errors remain the authors' responsibility.

veloped countries, which will in the future constitute a large minority group in Denmark as well as in many European countries, see for instance Nielsen et al. (2003). However, second generation immigrants from less developed countries are typically on average very young, and thus, it is difficult already now to analyse how they perform in the educational system and in the labour market because relatively few second generation have become adults. The experience of the guest worker children who had most of their childhood in Denmark may be a good indicator for the future much larger groups of second generation immigrants.

Immigrant children originating from less developed countries may be an especially vulnerable group because their parents typically have a low educational level, and a large fraction of the parents have experienced very high levels of unemployment and dependency on social income transfers during most of their stay in Denmark. From many international studies on intergenerational transmission, it is known that the educational background of the parents has a strong influence on that of their offspring. If the assimilation process of immigrants is running fast, the intergenerational transmission might be expected to be less important for young immigrants compared to natives because the children of immigrants will be in a much better position than their parents if they grow up in the host country, learn the host country's language in their childhood and attend the host country's school system.

However, there may also be many reasons to expect that immigrants also face opposing forces which may reduce intergenerational mobility. In a number of papers by Borjas, see for instance Borjas (1992), the effects of ethnic capital and ethnic neighbourhoods are discussed. Children who belong to an ethnic minority or who grow up in areas with a high ethnic concentration may experience positive or negative effects due to these factors which are additional to the pure parental effect. Further, the educational decision of young immigrants may be affected by the fact that many immigrants face or at least expect to face discrimination in the labour market, and thus the expected return to educational investments may be lower than for native Danes.

During the latest decades, many European countries have invested large amounts of resources in building up social and educational institutions which should favour children and youths from less privileged families. This is especially the case in a country like Denmark. For decades Denmark has been in front with respect to coverage of publicly provided child care of high quality which is highly subsidized and typically free for low income families. There are no fees in the Danish educational system including the universities, and students' grants have been among the most generous in the world, see OECD (2003). Therefore, one should expect that intergenerational mobility was high in Denmark. However, the PISA studies from 2000, 2003 and the PISA study covering the Copenhagen area revealed that Danish young immigrants were lagging

significantly behind Danish young natives, despite native Danes did not perform that well. Further, Denmark was the only country in the PISA study where second generation immigrants had even lower PISA scores than first generation immigrants, see OECD (2003) and Rangvid (2004, 2005).

Based on a survey collected among young first generation immigrants in 1999, this paper focuses on explaining the factors determining whether the children of guest worker immigrants enrol at or complete a qualifying education. The results show that intergenerational transmission effects are strong among »guest worker« immigrants, especially among men. Other important factors behind the educational attainment are Danish language proficiency, age at first marriage, and parents' attitudes concerning the importance of getting an education. However, the »guest worker« immigrants are not a homogenous group. The analyses reveal large differences between Turkish, Pakistani and Ex-Yugoslavian »guest workers« with respect to their educational success and the factors behind.

In Section 2, we briefly put up the theoretical framework. In Section 3, the Danish school system is shortly sketched and we present some descriptive statistics concerning how the guest worker children perform with respect to educational attainment. The data used are described in Section 4. Sections 5-7 contain the estimation results, and finally, Section 8 gives the main conclusions.

2. Theories on educational choice and intergenerational transmissions

There is a vast literature on intergenerational transmissions and determinants of children's attainment in the labour market, see for instance the survey of economic and sociological literature in Haveman and Wolfe (1995). The educational attainment of young immigrants as well as natives may be seen as a human capital investment decision of the individual him/herself or a household decision. In the classical model by Becker and Tomes (1979), a simple family utility function is specified depending on consumption and life time income of the child. The lifetime income of the parents is allocated on consumption and investments in the earnings potential of the children, e.g. education. According to the model the parents' educational investments in the child's earnings capacity depend positively on the lifetime income of the parents and the abilities etc. of the child. A strong positive relation between educational level and income therefore implies a positive relation between the parents' educational level and their investments in the children's education.

When analysing the educational attainment of young immigrants, the traditional intergenerational model may be extended with ethnic-specific factors. According to Borjas (1992, 1994), the intergenerational transmission process of immigrants may include an additional or external effect from the human capital of the parent generation,

ethnic capital. A child growing up in an ethnic group with a high value of ethnic capital will tend to get a high level of human capital himself, given the human capital investments from own parents. The notion of ethnic capital may also include cultural and linguistic skills which are important for the earnings potential in the host country. In studies by Borjas (1992, 1993, 1995) it is found for the US, the concept of ethnic capital is an important explanation for the intergenerational mobility of immigrant children. The isolated effect from parental capital (parents' own education) may be slightly less for immigrants than for natives, but when the effects from ethnic capital are added, the picture changes, and the immigrant children experience less mobility than native born children with respect to education and income. The same results are found in Card et al. (2000).

If a child grows up in a community with a high fraction of inhabitants being immigrants, the child is more exposed to meet immigrants and less exposed to meet natives, *ceteris paribus*, see Borjas (1992, 1995). This may have an effect on the skills of the child which is separate from the effects of »ethnic capital«. Of course neighbourhood effects may also exist for native children. For instance children who are raised in areas with many poor people or areas with a high rate of crime may have other role models than children who are raised in rich neighbourhoods. Another potential neighbourhood effect is that the school quality may be lower in neighbourhoods with many dual language immigrant children or social clients.

When analysing intergenerational transmissions and educational investments among immigrants, there are other modifications which are important to take into consideration. If immigrants face discrimination in the labour market which implies that the return to educational investments is lower than for young natives, this may induce the parents (and the children) to invest less in education than natives, see Chiswick (1988). Studies on Danish immigrants indicate that the return to educational investments in the host country is considerably lower for immigrants than for natives, see Husted et al. (2001). Though this effect might stem from demand as well as supply factors or measurement errors in acquired human capital, the existence of pre-market discrimination effects cannot be ruled out.

Another modification is the importance of age at immigration. It is a general finding, see for instance Schaafsma and Sweetman (2001), that the age at immigration is extremely important for the educational attainment and earnings. Schaafsma and Sweetman find that the level of education and earnings decreases with increases in age of immigration for the persons who migrated to Canada before they attained the age of 20. Schaafsma and Sweetman also observe that immigrants who arrive in the teen years and to a lesser extent those who arrive in their early twenties complete fewer years of education than those who arrive earlier and later. This indicate that migration in the last years

of basic school and high school in particular has permanent negative effects on the immigrants' level of education. An analysis by Cahan et al. (2001) indicates that the foreign language acquisition factor plays a central role in the negative relationship between education and age at immigration.

A major question in many countries is the importance of offering language courses in mother tongue for immigrant children. Until recently, Danish law commits the municipalities to offer immigrant school children courses in their mother tongue or the official language in their country of origin, and the majority of bilingual first and second generation immigrant children attend these courses. Some researchers argue that mother-tongue courses have positive effects on the general learning of immigrant children, while other researchers stress the negative effects that mother-tongue courses tend to slow down the integration process, see for instance Lazear (1999).

Another additional factor is the possibility of return migration. If an immigrant family expects to return to their origin country, they may not want to invest as much in education in the host country as natives or other immigrants who do not expect to return migrate, see Dustmann (2003). Another effect may be that young immigrants choose types of educational investments which are easier to transfer to their origin country in case of return migration. This may induce immigrant students to prefer for instance medicine and engineering while law studies and educations narrowly directed towards a job in the Danish welfare service system (pedagogical and care worker educations) may be considered less attractive.

Finally, a number of more cultural differences may exist between immigrant groups and compared to natives. Some of these differences may be differences in attitudes concerning the importance of education which is also captured by the notion of ethnic capital. Other cultural factors or social norms concern women's role in the family which may imply different educational investments for girls and boys.

3. The Danish educational system and descriptive statistics on educational attainment of young immigrants

Compulsory school in Denmark starts at the age of 6 or 7 and includes 9 years of compulsory school (*Folkeskolen*). After these 9 years, the pupils have the options of 1 extra year at school (»grade 10« in *Folkeskolen*), to start at high school (gymnasium, general upper secondary), enrolment at a vocational education (apprenticeship, vocational upper secondary) or to leave the qualifying educational system without any education at the age of about 16 years. Figure 1 illustrates the main features of the Danish educational system. A qualifying education (*erhvervskompetencegivende uddannelse*) is defined as either a completed vocational education (about 4 years) or a completed »theoretic education« which may be either »short« (2-4 years, e.g. laboratory techni-

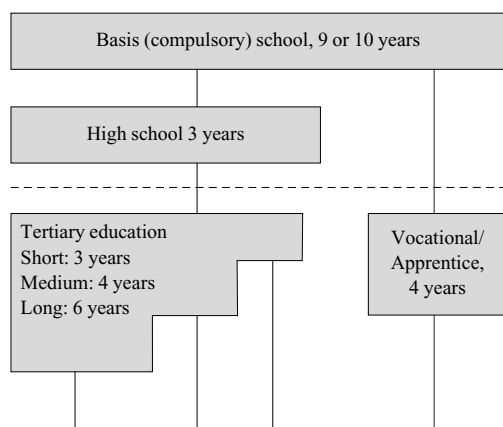


Figure 1. Main features of the Danish school and educational system.

Note: Not all theoretic educations demand a completed high school exam. The length of theoretic educations and vocational training varies, the figures shown are approximate.

cian, dental hygienist and other mainly technical educations), »medium« (3-4 years, e.g. teacher, nurse, engineer, bachelor) or »long« (5-6 years, university). Most of the non-vocational educations demand completed high school qualifications, see Figure 1. Thus, if the student completes a theoretic education without any delays or periods out of the educational system, they typically get a university degree at the age of 26, and for shorter theoretic educations 2-3 years earlier.

While almost all Danish pupils complete the basic school, this is not the case for young immigrants, since a number of these immigrants arrive in Denmark at a fairly high age. Compared to the native Danes, the young immigrants attain a considerably lower level of education. Table 1 shows the educational attainment in 1999 of the individuals included in the sample and, for comparisons, the same figures for native young Danes in the same age categories. The data sets are described in more details in Section 4.¹ Since some of the individuals included in the sample may still be in the educational system, we have also included individuals who are still enrolled but have not completed their education. Especially the proportion of young immigrants who attain a vocational education is low compared to the native Danes. On the other hand, the differences are much smaller with respect to acquiring a completed qualifying education from a Danish university.

1. For comparisons with the Danish population, we also use a data set originating from administrative registers in Statistics Denmark, including information on 10% of the ethnic Danish population, who were between 28 and 36 years old in 1999.

Table 1. Educational attainment (highest level of completed education or ongoing education) of young first generation immigrants and ethnic Danes. Age group 28-36. 1999. (Std. dev. on the variables in parentheses).

	Turkey		Pakistan		Ex-Yugoslavia		Denmark	
	Men	Women	Men	Women	Men	Women	Men	Women
<i>Percent</i>								
No education (no school diploma)	27.8	40.6	5.2	6.9	6.8	20.9	0.0	0.0
Only basic school	41.3	22.6	25.2	22.1	21.4	22.7	23.7	21.0
High school	4.0	0.8	8.1	7.0	3.9	2.7	5.2	6.9
Vocational	11.9	18.8	13.3	27.9	37.9	27.3	45.1	39.3
Short or medium theoretic	11.1	17.8	28.1	23.3	26.2	20.9	15.9	22.5
Long theoretic (University)	4.0	1.5	20.0	12.8	3.9	5.5	10.2	10.3
Total	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
<i>Decimal fraction</i>								
Completed or enrolled at a qualifying education, proportion of group ^a	0.270* (0.446)	0.361* (0.482)	0.614* (0.489)	0.640* (0.483)	0.680 (0.469)	0.537* (0.501)	0.712 (0.453)	0.721 (0.449)
Completed a qualifying education, proportion of group ^a	0.262* (0.441)	0.263* (0.442)	0.526* (0.501)	0.558* (0.500)	0.602* (0.492)	0.455* (0.500)	0.682 (0.466)	0.680 (0.467)
<i>N</i>	126	133	135	86	103	110	33,852	32,542

Notes: *The proportion differs significantly from the proportion of the Danes at a 10% level. (^a) Qualifying education is defined as vocational, short theoretic, medium theoretic or long theoretic education, see Figure 1.

The young Turkish immigrants and especially the men seem to face large problems with respect to completing a qualifying education. One reason is that a fairly large proportion of the group do not finish basic school with a diploma, probably because they immigrate to Denmark at a fairly high age. Thus, they are not able to get a diploma even from basic school in Denmark, and on the other hand they do not have a basic school diploma from their origin country. A diploma is a condition for being enrolled at an education. Table 1 also shows that a high proportion of Pakistani young immigrants (especially men) is enrolled or have completed a theoretic education, especially at the university level. This proportion is higher than for native young Danes. Young immigrants from Ex-Yugoslavia seem to prefer the vocational training system to theoretic education. This is contrary to young immigrants from Pakistan and Turkey who have much lower tendency to be enrolled or complete a vocational education.

Table 2. Educational attainment (highest level of completed education or ongoing education) of young first generation immigrants and ethnic Danes (age group 28-36) compared to their fathers' and mothers' schooling and educational level. 1999. (Std. dev. on the variabls in parentheses).

	Turkey		Pakistan		Ex-Yugoslavia		Denmark	
	father	mother	father	mother	father	mother	father	mother
Child education:	Years		Years		Years		Years	
No education (no school diploma)	3.0 (2.6)	1.2 (1.6)	8.5 (4.8)	3.4 (5.0)	4.0 (3.9)	3.0 (2.6)	–	–
Only basic school	3.2* (2.3)	1.3* (1.6)	8.6* (5.2)	3.9* (3.7)	6.5 (3.9)	5.5 (4.0)	7.0 (5.3)	6.6 (4.6)
High school	2.9* (2.6)	1.4* (2.3)	11.8* (4.0)	5.9* (4.0)	8.1 (3.2)	6.7* (3.0)	9.8 (5.3)	9.3 (4.8)
Vocational	4.3* (3.8)	2.2* (2.5)	9.3 (4.8)	4.5* (3.8)	7.6 (4.1)	6.7* (3.6)	8.4 (5.1)	7.9 (4.5)
Short or medium theoretic	2.9* (3.6)	1.5* (2.3)	10.0 (4.1)	5.3* (4.0)	9.3 (4.1)	7.9* (4.4)	9.9 (5.2)	9.5 (4.7)
Long theoretic	3.3* (0.8)	2.1* (1.5)	11.8 (3.5)	6.6* (4.1)	10.3 (5.1)	8.4* (5.3)	11.2 (5.4)	10.9 (4.7)
Total	3.2* (2.9)	1.4* (1.9)	9.9* (4.6)	5.0* (4.1)	7.4* (4.3)	6.3* (4.1)	8.7 (5.3)	8.3 (4.8)
N	243	250	210	208	185	192	60,729	64,915

Note: *The mean value differs significantly from the mean value of the Danes at a 10% level.

Thus, there are very clear differences between the educational patterns of the three groups included in this study. Table 1 also shows the proportion of immigrants who have completed a qualifying education and the proportion of immigrants who have either finished or is enrolled at a qualifying education. Despite the fairly high age of the individuals in the sample (28-36 years), about 10% are still enrolled in the educational system, which is a higher fraction than for ethnic Danes of the same age. This is closely related to the fact that the immigrants on average are older than ethnic Danes when they obtain a diploma from basic school. A major explanation of this delay in completing an education is language problems, see Cahan et al. (2001).

One obvious explanation for the results in Table 1 may be the educational level of the parents. In Table 2, the educational attainment of the parents is compared to that of the children. Table 2 shows the average length of education, including years of schooling, for the fathers and mothers of the young immigrants included in the sample, distributed

by educational attainment of the latter (child) generation. There are considerable differences between the parent generations from the three countries with respect to educational attainment. Pakistani parents (fathers) are far more educated than Turkish parents and also have a longer education than the average Danish fathers in this study. Especially the mothers from Turkey have a very low level of schooling and education, on average 1-2 years. Thus, it is clearly a large challenge for a young Turkish immigrant to complete a qualifying education which including the schooling years may take 13-19 years. It is interesting to note that for Turkish and partly Pakistani immigrants, there is no clear pattern in Table 2 that the longer the education of the parents, the longer the education of the children. This is opposite to the pattern for Ex-Yugoslavian and Danish children, where there is a clear positive relationship in Table 2 between parents' and children's educational level. For the young Danes as well as the Ex-Yugoslavian men and the Pakistanis we find the puzzling result that those, who have a high school degree as the highest level of education on average have parents with more years of education than those with a vocational education. One explanation might be that those with a high school degree were expected to complete further education, but have failed, or they have succeeded to get a job without having completed any further education.

There are few European studies on intergenerational mobility among immigrants, and they typically include young first generation immigrants as well as second generation immigrants. In general, the tendency is that young first generation immigrants have a much lower educational level than second generation immigrants who by definition are born in the host country, and second generation immigrants have a slightly lower educational level than natives, see for instance the study on Swedish immigrants in Österberg (2000), Dutch immigrants in Van Ours and Veenman (2003) and for Canada Boyd (2002). For Germany, Gang and Zimmermann (2000) find the same tendency, as indicated for Denmark in Table 2, that the parents' education has no effect on the educational attainment of young German first or second generation immigrants while parental capital has significantly positive effects on the length of education for native German youth. Further, for Germany the fairly depressing result is found that the gap between the educational attainment of the native youth and second generation young immigrants has been increasing, see Riphahn (2003). One explanation may be that in the educational system in Germany children choose their educational track already at the age of ten, see Dustmann (2004).

4. Data

The descriptive tables above and the estimations presented in the next section are based on a survey of first generation immigrants from the three countries which during

the 1960s and early 1970s were the main »guest worker« countries of Danish immigrants. The data consist of two waves, the first survey was conducted in 1988 among young first generation immigrants aged 18-25 who had lived in Denmark for more than 10 years. 11 years later, in 1999, the same immigrants, now 28-36 years old, were contacted and interviewed.² The sample consists of 693 observations in 1999 which is the base year for our study. Of the 693 observations in 1999, 213 are from Ex-Yugoslavia, 259 are from Turkey and 221 are from Pakistan, see Schmidt and Jakobsen (2000) for a more detailed description of the samples.³ Sample means for the year 1999 are given in Appendix, Table A.

The dependent variables in this study is whether the individual is enrolled at or has completed a qualifying education in 1999.⁴ The explanatory variables included in the models are age in 1999 (coded as three indicator variables 28-30, 31-33 and 34-36 years), age at immigration (coded as an indicator variable which assumes the value of 1 if age is 0-6 years), and age at first marriage. The educational level of each of the parents is measured by number of years of schooling and education. The immigrants' language proficiency is measured by the interviewers' evaluation in 1999 of the immigrants' Danish language proficiency. If language proficiency is perfect, the language indicator assumes the value of one, and zero else. The neighbourhood effect is measured by a variable based on a question in the 1988 survey on the number of immigrants in the school class at basic school. If the answer was more than 5 immigrants, the indicator variable assumes the value of one, and else zero. Ethnic capital is captured by including country-specific indicators. These indicators may of course catch other country differences than ethnic capital.

In order to catch cultural differences which may explain for instance gender differences in educational investments, we include an indicator for religion (muslim = 1 and others = 0), an indicator if married to a marriage migrant, i.e. a spouse who immigrated to Denmark when the interview person were married, and an indicator variable which assumes the value of one if the interview person says that their children should not be allowed to marry a Dane. In some of the estimations, we experiment with other attitude variables and variables reflecting social norms which may be related to ethnic capital, a variable describing whether the immigrants in 1999 have applied for or

2. We mainly use the 1999 survey where the immigrants have reached an age where most individuals have completed their education. We are not really able to use the panel feature of the data because the number of individuals with full information on all relevant variables in both years is quite low.

3. The response rate in the 1999-survey was 66 %. A further analysis of attrition in the survey indicates that individuals with a qualifying education and employment are overrepresented in the survey, see Jakobsen (2004). Thus, the level of education of the immigrants is overestimated in Table 1.

4. In alternative estimations not presented here, we have estimated probit models of the probability of having completed a qualifying education, i.e. those who are still enrolled at an education are coded as not having an education. We have also estimated ordered probit models of the level of education and drop-out rates. The results from these estimations are found in Jakobsen and Smith (2003).

acquired Danish Citizenship, a variable indicating whether the young immigrants definitely or maybe wants to return migrate, and a variable which assumes the value of 1 if the immigrant has participated in mother-tongue courses in the childhood. Finally, we include a index of unpleasant school experiences. The survey contains information on whether the person has felt comfortable in school, were teased or discriminated. The index is based on the information from 3 separate questions: Were you teased in school? Did a teacher treat you worse than the ethnic Danish children? Did you feel uncomfortable in school? They available answers were: 3 = frequently, 2 = now and then or 1 = seldom/never. The index is calculated as the mean of the answers in the three questions.

5. Estimation Results

In Tables 3 – 4, we present the coefficients and marginal effects (evaluated at sample means) from probit estimations of the probability of having completed or still being enrolled at a qualifying education. The estimations presented are selected among a number of experimental estimations (where different variables have been included and excluded in different specifications) because the relatively small number of observations forces us to restrict the number of explanatory variables in order to save degrees of freedom. Further, a number of explanatory variables turned out to be highly correlated. As an example, the educational level of the father and the mother is strongly positively correlated and when both variables are included, one of them or both often become insignificant. The education of the mother seems to be the most important explanatory variable (this results is in agreement with other international studies, see for instance Haveman and Wolfe (1995)), and this variable is selected in the estimations.⁵ Another example is a strong negative correlation between the variables »age at marriage« and »number of children«. Age at marriage is selected in the estimations because this variable seems to be the most important.

An important issue in studies explaining educational behaviour is reverse causality problems. In our study one major potential problem is that causality between marriage behaviour and education may run in both directions. When we aim at estimating the effect of age at first marriage on completing an education, the causality may also run the other way around, i.e. that education in itself tends to increase age at first marriage because being enrolled in the educational system may affect norms and attitudes. In a number of estimations not shown, we have experimented with instrumentation of the variable »age at first marriage«. However, we had large difficulties in finding valid

5. The larger correlation between the education of the child and mother's education compared to the correlation with father's education may be spurious in the sense assortative mating of spouses (parents) may drive the results, see Behrman and Rosenzweig (2002).

instruments in our data set, and in this paper, we do not present IV results. The IV results and the discussion and test of instruments are described in Jakobsen and Smith (2003).

The results in Table 3 indicate that early age at marriage and a low probability of obtaining a qualifying education is strongly related, except for the separate regressions for women. However, as noted above, we cannot claim based on the estimations that this is a causal relationship. It may also be that immigrants with a low probability of completing an education tend to marry early. If the variables representing norms and attitudes are excluded from the estimation, the marginal effect from age at first marriage becomes highly significant and large for men as well as women. Our interpretation of these results is that for women the decision to marry early is highly correlated with the variables reflecting norms and attitudes among the parents and the young immigrants concerning marriage, religion and family. It is not necessarily marriage in itself, which is related to women's educational attainment, but a combination of these norms and attitudes and actual marriage behaviour. For men, the story seems different. For men, indicator variables representing attitudes and cultural norms are insignificant and do not affect in any notable way the effect from age at first marriage. Thus, for men we cannot rule out that a low age at first marriage has a negative effect on the probability of completing a qualifying education. One explanation might be, that men who marry early have family responsibilities and have to earn money in order to support their family instead of investing in education.

According to Table 3, parental capital is important. The education of the mother has a significantly positive effect on the probability of obtaining a qualifying education. The size of the marginal effect on the chances of completing or being enrolled at a qualifying education is about 2%, highest for men while smaller but almost significant for women. The figure of 2% implies that having a mother with only about 1.5 years of schooling (like Turkish mothers) compared to about 6.5 years (like Ex-Yugoslavian mothers) reduces the probability of completing or being enrolled at a qualifying education with about 10 percentage points, i.e. 10 percentage points of the educational gap between Turkish and Ex-Yugoslavian young immigrants may be explained by differences in the educational level of the mother.

Age at immigration is only significant for men, not for women, in this study. This somewhat surprising result may be explained by the fact that there is a high correlation between age at immigration and proficiency in Danish language. The younger the immigrants were at immigration, the better is their proficiency in the Danish language, Schmidt and Jakobsen, (2000). Proficiency in the Danish language is extremely important for the success in the educational system. The marginal effects in Table 3 show that being very good at Danish language increases the chance of completing a qualifying

Table 3. Coefficients from estimation of the probability of being enrolled or having completed a qualifying education – basic model. 1999. Probit specification. (Std. err. in parentheses).

	All		Men		Women	
	Coefficient	Marginal effect	Coefficient	Marginal effect	Coefficient	Marginal effect
Age indicators	insignificant	–	insignificant	–	insignificant	–
Gender indicator	insignificant	–	–	–	–	–
Mother's education	0.050*** (0.017)	0.020*** (0.007)	0.062** (0.024)	0.025** (0.010)	0.042* (0.025)	0.016* (0.010)
Age at immigration 0-6 year	0.130 (0.148)	0.005 (0.006)	0.0394* (0.217)	0.156* (0.085)	-0.348 (0.220)	-0.138 (0.086)
Age at first marriage	0.056*** (0.021)	0.022*** (0.008)	0.093*** (0.029)	0.037*** (0.012)	0.024 (0.034)	0.009 (0.013)
Language: Very good	0.859*** (0.138)	0.328*** (0.048)	0.574*** (0.194)	0.226*** (0.073)	1.118*** (0.208)	0.413*** (0.066)
Neighbourhood: More than 5 immigrants in school class	-0.487 (0.321)	-0.188 (0.116)	-0.148 (0.437)	-0.059 (0.174)	-1.034** (0.532)	-0.352** (0.130)
Married to a marriage migrant	-0.213 (0.149)	-0.085 (0.058)	-0.032 (0.212)	-0.013 (0.084)	-0.426** (0.217)	-1.68** (0.084)
Religion: Islam	-0.367** (0.174)	-0.145** (0.067)	-0.322 (0.242)	-0.127 (0.093)	-0.492* (0.283)	-0.194* (0.108)
Attitude: Children should not be allowed to marry a Dane	-0.177 (0.133)	-0.079 (0.060)	-0.187 (0.231)	-0.074 (0.092)	-0.416* (0.219)	-0.164* (0.084)
Pakistani	0.398** (0.184)	0.160*** (0.191)	0.286 (0.247)	0.120 (0.100)	0.780** (0.317)	0.293** (0.130)
Turkish	0.071 (0.071)	0.028 (0.029)	-0.091 (0.263)	-0.040 (0.111)	0.381 (0.302)	0.141 (0.121)
Constant term	yes	–	yes	–	yes	–
Log likelihood	-351		-179		-157	
Pseudo R-square	0.207		0.231		0.253	
No. of obs.	640		336		304	

Notes: *** significant at a 1% level, ** significant at a 5% level, *significant at a 10% level.

education by as much as 33% points compared to those who do not speak the Danish language fluently. The effect of a fluent language is largest for women for whom the marginal effect is 41%, while for men it is »only« 23%. There are large differences between immigrant groups with respect to language proficiency. Turkish young immigrants are much less fluent in Danish language than Pakistani and Ex-Yugoslavian immigrants. Only about 46% (55%) of the young Turkish men(women) speak Danish very good, while these percentages are about 83% (80%) for Pakistani men (women) and 86% (77%) for Ex-Yugoslavian men (women). Comparing for instance the Turkish and Ex-Yugoslavian men, these estimates »explain« about 9% points (23%* (86%-46%)) of the educational gap between these two groups (27% of the Turkish men and 68% of the Ex-Yugoslavian men had completed or were enrolled at an education in 1999).

A high fraction of immigrants at school and in the neighbourhood apparently only has a negative effect on the female immigrants' success in the educational system, while it does not have any effect on the success of the male immigrants.

Despite the considerable differences between young immigrants from Turkey, Pakistan and Ex-Yugoslavia and between men and women, described in the simple cross tabulations in Section 3, the gender and country indicators do not turn out to be significant in Table 3 when a number of other variables are accounted for. However, as shown in the gender (Table 3) and country specific (Table 5 below) estimations, there are considerable differences between these groups, but the differences more seem to relate to different influence from explanatory variables than from the constant term. One exception is in columns 5-6, where women from Pakistan have a significantly higher propensity to complete or be enrolled at an education, probably reflecting the positive effect from a high Pakistani ethnic capital. The age indicators are not significant either, i.e. most young immigrants tend to have completed their education at the age of 28, and relatively few immigrants complete their education after that age.

In Table 4, we have tested the effects of additional variables. When the model in Table 3 is extended with additional variables, one by one, the effects of the variables reported in Table 4 are fairly stable. Therefore, we only present the coefficients and marginal effects from the additional variables. Table 4 shows that beside the effect from the parents' (mothers') own educational level, the parents' attitude towards education is also extremely important: Immigrants, who have experienced that the parents were very interested in them getting an education, have a much higher chance (about 19% for men and 30% for women) of obtaining a qualifying education. The educational level of the mothers' and the parents' attitude to education are highly correlated, but despite this fact both variables are significant when they are included in the same model.

Table 4. Coefficients from estimation of the probability of being enrolled or having completed a qualifying education – additional variables.¹ 1999. Probit specification. (Std. err. in parentheses).

	All		Men		Women	
	Coef- ficient	Marginal effect	Coef- ficient	Marginal effect	Coef- ficient	Marginal effect
Parents' attitude to education: Education is very important	0.558*** (0.154)	0.217*** (0.057)	0.482** (0.237)	0.189** (0.090)	0.786*** (0.228)	0.298*** (0.078)
Plan to return migrate	0.339** (0.161)	0.129** (0.062)	0.381* (0.231)	0.148* (0.086)	0.337 (0.240)	0.133 (0.093)
Unpleasant experiences from basic school, index	-0.152 (0.137)	-0.061 (0.055)	-0.535** (0.217)	-0.209** (0.087)	-0.024 (0.196)	-0.009 (0.073)
Participated in mother tongue courses in childhood	0.052 (0.056)	0.021 (0.062)	-0.039 (0.215)	-0.016 (0.086)	0.380 (0.245)	0.151 (0.095)

Notes: *** significant at a 1% level; ** significant at a 5% level, *significant at a 10% level. (1) The additional variables are added to the models in Table 3 one by one.

As described in Section 2, expectation of return migration may have different effects on investments in education. One effect may be that the immigrants do not want to invest as much in education in Denmark as ethnic Danes, because of transfer problems of the investments to the origin country. Another effect can be that immigrants make investments, which are easy to transfer. The estimations presented in Table 4 show that the latter effect dominates for men, while return migration plans do not seem to affect women's decision concerning education.

The school experience index, which has a high value if the immigrant had unpleasant experiences (including experiences of discrimination) from basic school, has a significantly negative effect on men's probability of obtaining an education while for women the effect is not significant. The same result is found in an analysis at school level, which is based on PISA data from Copenhagen, see Egelund and Rangvid (2005).

Participation in mother-tongue courses has an insignificant and sometimes even negative coefficient. Thus, it does not seem to matter much whether the child has participated in mother-tongue courses. It is obvious that the indicator for mother-tongue courses is a fairly rough measure which does not take into account duration and quality of the courses.

Table 5. Coefficients from estimation of the probability of being enrolled or having completed a qualifying education – basic model. Separate immigrant groups. 1999. Probit specification. (Std. err. in parentheses).

	Turkey		Pakistan		Ex-Yugoslavia	
	Coefficient	Marginal effect	Coefficient	Marginal effect	Coefficient	Marginal effect
Age indicator, age immigrations, neighbourhood variable	insignificant	insignificant	insignificant	insignificant	insignificant	insignificant
Woman	0.362* (0.200)	0.123* (0.67)	0.041 (0.214)	0.046 (0.080)	-0.320 (0.223)	-0.117 (0.081)
Mother's education	0.069 (0.051)	0.024 (0.017)	0.042* (0.025)	0.016* (0.009)	0.051* (0.030)	0.019* (0.011)
Age at first marriage	0.055 (0.036)	0.019 (0.012)	0.069* (0.037)	0.025* (0.013)	0.046 (0.044)	0.017 (0.016)
Language: Very good	0.938*** (0.205)	0.311*** (0.063)	0.607** (0.258)	0.234** (0.100)	1.080*** (0.324)	0.411*** (0.124)
Married to a marriage migrant	-0.010 (0.246)	-0.003 (0.084)	-0.236 (0.254)	-0.089 (0.097)	-0.827** (0.329)	-0.318** (0.124)
Religion: Islam	-0.971** (0.333)	-0.368*** (0.125)	1.120** (0.444)	0.422** (0.142)	-0.503* (0.258)	-0.191* (0.100)
Attitude: Children should not be allowed to marry a Dane	0.224 (0.222)	-0.074 (0.071)	-0.257 (0.253)	-0.097 (0.097)	-0.730 (0.578)	-0.284 (0.220)
Constant term	yes	–	yes	–	yes	–
Log likelihood	-125		-117		-91.3	
Pseudo R-square	0.189		0.138		0.257	
No. of obs.	246		207		187	

Notes: *** significant at a 1% level, **significant at a 5% level, *significant at a 10% level.

6. Country specific differences between guest worker children

As described in Section 3, there are large variations in the educational attainment of the three groups studied in this analysis. Turks have a much lower educational level than Pakistani and Ex-Yugoslavian immigrants, and there are also notable differences between young men and women. In order to look more deeply into the overall reasons for these differences and to split the differences into a component reflecting coeffi-

cients (behaviour) and component representing characteristics (explanatory variables), we have re-estimated the model from Table 3, but now for subgroups of immigrants.⁶ The results from estimating country-specific models of the probability of being enrolled or having completed a qualifying education are shown in Table 5.

Table 5 indicates both similarities and differences between the three countries with respect to the factors that explain whether a young immigrant is enrolled or has completed a qualifying education. A common pattern is the very large influence from language proficiency. A very good language proficiency (compared to all other persons being less than perfectly fluent in Danish language) increases the probability of having completed or being enrolled at a qualifying education by about 31% for Turkish immigrants, 23% for Pakistani immigrants, and as much as 41% for Ex-Yugoslavian immigrants.

When estimating country-specific relations, the variables reflecting educational level of the mother and age at first marriage are much less significant. One reason is that the number of observations is small. But part of the drop of significance may also be that within the groups from the three countries there is much less variation than across groups in these explanatory variables, and therefore the standard errors of estimated coefficients increase.

Turkish women have a significantly higher chance of completing an education when controlling for other background characteristics, while the gender coefficient is not significant for the two other countries. For Pakistani immigrants, the age at first marriage has a positive effect on the chances of completing an education with marginal effects of 2.5%. The educational level of the mother has a significant effect on Pakistani and Ex-Yugoslavian immigrants' chances of getting an education. None of these variables are significant for Turkish immigrants when estimating a country-specific relation.

The effect of religion is interesting. For Turkish immigrants, the coefficient for being Islamic is significantly negative and the marginal effect is numerically very large, 37%. For Ex-Yugoslavian immigrants the marginal effect of having an Islamic religion is also negative, but smaller than for the Turkish immigrants (19%). For the Pakistani immigrants the marginal effect is also very large (42%), but with the opposite sign! Thus, Islamic religion seems to hinder Turkish and Ex-Yugoslavian young people from getting an education while exactly the opposite holds for Pakistani immigrants. However, it is important to notice, that the positive effect of Islamic religion on the Pakistani immigrants educational attainment may be due to some outsider status of the very few Pakistanis who are not Muslims. Almost all young immigrants from Pakistan (about 95%) have an Islamic religion, see Appendix Table A, while for Turks this figure is 90% and for Ex-Yugoslavian immigrants 22%.

6. Ideally we would like to estimate 6 country- and gender-specific relations, but the number of observations is not large enough for estimating on these subgroups.

The effect of being married to a marriage migrant is significantly negative for only Ex-Yugoslavians. However, fewer Ex-Yugoslavians marry a marriage migrant (about 28%), while a much larger proportion of young immigrants from Turkey and Pakistan marry a spouse who migrate to Denmark because of the marriage (61% from Turkey and 37% from Pakistan).

Since the observed patterns concerning educational attainment in Table 1 are the results of differences in observed characteristics as well as differences in estimated coefficients, it may be interesting to split the observed gap between immigrant groups into a component reflecting differences in background characteristics and a component reflecting differences in coefficients.⁷ Further, it is interesting to compare these findings with young Danes' behaviour and characteristics. Usually, a Blinder-Oaxaca decomposition is used for this purpose, when the estimated model is a least square model, see for instance Oaxaca (1973) but this method does not immediately apply when using a maximum-likelihood estimator. Instead, we calculate the predicted probabilities of completing or being enrolled at a qualifying education and mix coefficients and the average characteristics from the three immigrant countries and Denmark. The results are shown in Table 6. For Denmark we are not able to estimate a model comparable to the model estimated for the three immigrant countries, and therefore we do not have Danish coefficients, but only Danish characteristics in Table 6.⁸ The variables age at immigration, neighbourhood, married to a marriage migrant, religion (islam) and attitude (children should not be allowed to marry a Dane) are set to 0 for a Dane, and the variable language proficiency is set to 1 (perfect language).

When comparing the results in the first 3 columns of Table 6 with the figures in column 4 which are based on the average background characteristics of Danish youth and immigrant coefficients for immigrants, we get the very interesting result that Danish youth would have had a much higher predicted probability of having completed a qualifying education in either of the three hypothetical cases compared to the observed probability for Danes. Thus, we can conclude based on these results that the lower educational attainment, especially for Turkish immigrants and to a smaller extent the other groups is mainly due to unfavourable background characteristics, including the va-

7. The coefficient component is sometimes called the discrimination component or a component reflecting differences in »behaviour«. Since we include a number of attitudinal variables as background characteristics, which also reflect »behaviour«, we prefer not to interpret the coefficient component as a »behavioural component«.

8. The predicted probabilities are based on the average characteristics for the country concerned. This means that the predicted values for »own X -vector« and »own β -vector« are not equal to the predicted = observed probabilities, since the distribution of the X -values matters because of the non-linearity of the model. As an alternative, we might have predicted the probabilities based on individual X -values for comparison country and assumed the same distribution of X -values as in either own country or the comparison country. However, this opens up for a number of new decompositions and complicates the calculations considerably.

Table 6. Predicted hypothetical probabilities of completing or being enrolled at a qualifying education, evaluated at coefficients and average characteristics from different countries.¹

		Average characteristics (X) from:			
		Turkey	Pakistan	Ex-Yugoslavia	Denmark ²
Behaviour (?-coefficients) from:	Turkey	0.29	0.49	0.79	0.99
	Pakistan	0.39	0.65	0.39	0.99
	Ex-Yugoslavia	0.15	0.41	0.65	0.99
Predicted probability at own individual X and ? values (observed probability)		0.29 (0.32)	0.65 (0.63)	0.66 (0.65)	0.99 (0.72)

Notes: (1) Calculations are based on results in Table 5. (2) The following characteristics from young Danes are included in the prediction: Age, mother's education, age at first marriage, gender, language proficiency = very good, and age at migration is set to 1 year. The variables married to a marriage migrant, attitude (children should not be allowed to marry a Dane) and religion (islam) are set to 0 for Danes for whom we do not have any information on these survey questions. Therefore, the predicted value for Danes is not equal to the observed value for Danes, which is given in column 4, row 3.

riables reflecting religion, marriage behaviour and attitude concerning marriage behaviour. The estimated coefficients of immigrants are not in themselves unfavourable with respect to increasing the chances of completing a qualifying education. The same results are found for Swedish young immigrants, see Österberg (2000), and for the Netherlands, Van Ours and Veenman (2003) also find that controlling for parental capital, the educational level of young immigrants is not different from that of the native youth.

According to Table 6, the educational attainment of young immigrants from Turkey would have been much more successful if Turks had the behaviour of young Pakistanis. On the other hand, applying the behaviour of young Ex-Yugoslavians would further reduce the probability of getting an education for the young Turks, especially because of the very negative language proficiency effect for Ex-Yugoslavians combined with the relatively low proportion of Turkish immigrants who are fluent in Danish. The coefficients of young Pakistanis are more positive with respect to getting an education than the coefficients of the Turkish immigrants, since applying Pakistani coefficients to Turkish background characteristics increases the predicted probability of Turkish immigrants compared to using Turkish coefficients (39% against 29%), and doing the opposite Turkish coefficients and Pakistani characteristics reduce the probability compared to the Pakistani coefficients (49% against 65%). For the Ex-Yugoslavians, the fairly high probabilities are the result of fairly »favourable« background characteristics (mother has relatively high educational level, low age at immigration and good

language proficiency) more than »favourable« coefficients. If Pakistani or Turkish young immigrants had Ex-Yugoslavian behaviour, the predicted probabilities would decrease substantially for these groups.

7. Drop-outs from the educational system.

Part of the results above may reflect different experiences with respect to the risk of dropping out of the educational system. In order to dig one step further in explaining the large country differences, Table 7 shows the gender and country specific enrolment to and drop-out rates from the educational system for the guest worker children. According to Table 7, a much larger proportion of Turkish immigrants, about half of the group, men as well as women, have never been enrolled at an education. This figure is much larger than for Pakistani and Ex-Yugoslavian immigrants. For Pakistani immigrants, it is only about 20% who have never been enrolled at a qualifying education and for Ex-Yugoslavian immigrants the same figure is 14% for men and 37% for women. Thus, a major explanation behind the low educational attainment of especially Turkish young immigrants is that they do not enrol at an education.

Further, conditional on having ever been enrolled, the drop-out rate is much higher for Turkish students, again about half of the male Turkish students drop-out, while Turkish female students have more success if they enrol at an education. Only about 24% of the Turkish female students drop-out. Pakistani and Ex-Yugoslavian young male immigrants (who have considerably higher enrolment rates than Turkish young immigrants) also tend to have much lower drop-out rates compared to Turkish young male immigrants. For young female immigrants from Pakistan and Ex-Yugoslavia, the drop-out rates are also lower than for Turkish female immigrants.

Estimations of the risk of drop-out, conditional on being enrolled at a qualifying education, in a model analogous to the model of educational attainment in Table 3 show that the main determinants of drop-out are mother's education, language proficiency and age at first marriage, and gender.⁹ One extra year of education for the mother reduces the risk of drop-out by 1%. If the age of first marriage is increased by one year, the risk of drop-out is reduced by 1.4%, while being fluent in Danish language or being a woman reduce the drop-out risk by 17% and 10%, respectively. Again, gender specific estimations show, that language proficiency is very important for women, while age at first marriage is the main driving factor for men. One should, however, remember that there may be reverse causality or important unobserved factors which explain part of these results, i.e. those who drop-out may enter a marriage as an alternative »career«, or being fluent in Danish language may be determined by unobserved factors which also affect the probability of not dropping-out.

9. For the full estimations, see Jakobsen and Smith (2003).

Table 7. Drop-outs from the educational system. Age group 28-36. 1999. Percent.¹

<i>Dropped out from an education?</i>	Turkey		Pakistan		Ex-Yugoslavia	
	Men	Women	Men	Women	Men	Women
No, never enrolled	48.4	52.6	19.3	18.6	13.6	37.2
No, enrolled or completed	27.0	36.1	61.4	64.0	68.0	53.7
Yes, and not completed or enrolled at another education in 1999	24.6	11.3	19.3	17.4	18.4	9.1
Total(N)	100(126)	100(133)	100(135)	100(86)	100(103)	100(110)
Drop-out rate ²	47.7	23.8	23.9	21.4	21.3	14.5

Notes: (1) The survey contains no information on change of education, i.e. there is no information on whether the interview person has ever dropped out from an education, whether he or she has currently completed an education or is enrolled. (2) Drop-out rate is defined as Row 3 divided by the sum of Row 2 and Row 3.

8. Conclusion

The educational attainment of young immigrants in Denmark is lacking behind the level of young native Danes. This paper analyses the factors which are important in explaining the fairly low educational attainment of some immigrant groups. We focus on the children of guest workers from Turkey, Pakistan and Ex-Yugoslavia aged 28-36 years in 1999. All three groups have lower probabilities of being enrolled or having completed a qualifying education compared to young native Danes, but there are also large differences between the three immigrant groups. About 54% of the young Pakistani immigrants and 53% of the Ex-Yugoslavian immigrants in this study have completed a qualifying education. The same figure for Danes in the same age group is 68%. Pakistani immigrants tend to get a higher (longer) education than the other two groups.

Young Turks, especially the young Turkish men, have a very low probability of being enrolled at or completing an education. Only 26% of the Turkish men and women who were aged 28-36 when they were observed in 1999 had completed a qualifying education. When adding the persons who were still enrolled in the educational system, this figure increases to about 31% which is still much lower than the same figures for the Pakistani immigrants (63%) and Ex-Yugoslavian immigrants (61%).

The analyses of the determinants of having completed or being enrolled at a qualifying education show that parental capital and language proficiency are very important determinants of the success of young immigrants. Age at first marriage is also strongly related to educational success of young immigrants. However, for women,

early marriage is strongly related to other variables reflecting attitudes and norms in the family concerning marriage behaviour and religion, and it may not be marriage in itself, but different cultural factors which are the main explanation of the relation between age at marriage and educational attainment of young immigrant women. For men these cultural factors do not seem to be related to their educational attainment. When controlling for cultural attitudes and norms, there is still a significant relationship for men between age at first marriage and the probability of completing an education. But further studies are needed in order to document whether this is a causal relationship.

Other factors are also found to be important for the educational attainment of young immigrants. Among these is the attitude of the parents concerning the importance of getting an education. If the parents find that it is important for the children to get an education, after controlling for the educational level of the parents, language proficiency etc., there is a much higher probability that the child gets a qualifying education compared to children who have parents who do not find that education is important. Also unpleasant experiences in the school hours, e.g. teasing and discrimination, have a negative effect on the educational attainment of the young male immigrants, while we find no effect for young female immigrants. Thus the social environment at school seems to be important for the educational success of the pupils, at least for the men.

When simulating counterfactual probabilities of completing or being enrolled at a qualifying education based on average observed characteristics for Danish youth but applying the coefficients for one of the three countries included in this study, we get the interesting result that Danish youth would have had much a higher predicted probability of having completed a qualifying education in either of the three hypothetical cases compared to the observed probability for Danes. Thus, the lower educational attainment, especially for Turkish immigrants and to a smaller extent the other groups, is mainly due to unfavourable background characteristics. However, some of these background variables also reflect »behaviour« and in this sense it is of course possible to affect the outcome. Language proficiency is a driving factor behind the risk of dropping-out of the educational system. Thus, the study points clearly to the importance of Danish language skills. The very poor performance with respect to Danish language which was found for immigrants children in the PISA 2000 study indicates that there is a large challenge for the Danish compulsory school to improve the skills of immigrant children in order to give them a better chance of completing a qualifying education. In contrary, we do not find any positive effects of mother tongue courses. However, this may be because we are not able to measure the quantity or quality of the courses in mother tongue language which the guest worker child attended during their childhood.

The conclusion from this study may look fairly pessimistic from one perspective. Despite large investments in the Danish educational system, an almost free educational system from basic school to university level, free mother-tongue language courses in all municipalities etc., there are still very large differences between the educational attainment of young native Danes and immigrants. It is very important to »improve« the background characteristics of the young immigrants. There is probably not much to do about factors like parental capital and age at immigration. On the other hand, the study also points at very important factors which are not impossible to affect by various policy instruments and improved information to the immigrant families on the importance of education, for instance parents' attitudes towards education, Danish language proficiency and marriage behaviour.

References

- Becker, G. S. and N. Tomes. 1979. An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility, *Journal of Political Economy*, 87, pp. 1153-89.
- Behrman, J. and M. R. Rosenzweig. 2002. Does Increasing Women's Schooling Raise the Schooling of the Next Generation?, *American Economic Review*, 92, pp. 323-34.
- Borjas, G. J. 1992. Ethnic Capital and Intergenerational Mobility, *Quarterly Journal of Economics*, 107, pp. 123-50.
- Borjas, G. J. 1993. The Intergenerational Mobility of Immigrants, *Journal of Labour Economics*, 11, pp. 113-35.
- Borjas, G. J. 1994. Immigrants skills and ethnic spillovers, *Journal of Population Economics*, 7, pp. 99-118.
- Borjas, G. J. 1995. Ethnicity, Neighbourhoods, and Human Capital Externalities, *American Economic Review*, 85, pp. 365-390.
- Boyd, M. 2002. Educational Attainment of Immigrant Offspring: Success or Segmented Assimilation?, *International Migration Review*, 36, pp. 1037-61.
- Cahan, S., D. Davis and R. Staub. 2001. Age at Immigration and Scholastic Achievement in School-Age Children: Is there a Vulnerable Age?, *International Migration Review*, 35, pp. 587-95.
- Card, D., J. DiNardo and E. Estes. 2000. The more things change: Immigrants and the children of immigrants in the 1940s, the 1970s, and the 1990s, in G. J. Borjas, editor, *Issues in the Economics of Immigration*, University of Chicago Press, Chicago.
- Chiswick, G. 1988. Differences in Education and Earnings across Racial and Ethnic Groups: Tastes, Discrimination, and Child Quality, *The Quarterly Journal of Economics*, 103, 571-97.
- Dustmann, C. 2003. Return Migration, Wage Differentials, and the Optimal Migration Duration, *European Economic Review*, 47, pp. 353-69.
- Dustmann, C. 2004. Parental Background, Primary to Secondary School Transitions, and Wages, *Oxford Economic Papers*, 56, pp. 209-30.
- Egelund, N. and B.S. Rangvid. 2005. *PISA-Copenhagen 2004* (in Danish), AKF Forlaget, Copenhagen.
- Gang, I. and C. Zimmermann. 2000. Is Child like Parent? Educational Attainment and Ethnic Origin, *The Journal of Human Resources*, 35, pp. 550-69.
- Haveman, R. and B. Wolfe. 1995. The Determinants of Children's Attainments: A Review of Methods and Findings, *Journal of Economic Literature*, XXXIII, pp. 1829-78.
- Husted, L., H. S. Nielsen, M. Rosholm and N. Smith. 2001. Employment and Wage

- Assimilation of Male First Generation Immigrants in Denmark, *International Journal of Manpower*, 22, pp. 39-68.
- Jakobsen, V. and N. Smith. 2003. The educational attainment of the children of the Danish »guest worker« immigrants, *IZA Discussion Paper 749*, IZA, Bonn.
- Jakobsen, V. 2004. Data description and analyses of representativity and validity of survey data, in V. Jakobsen: *Young immigrants from the former Yugoslavia, Turkey and Pakistan: educational attainment, wages and employment*, Phd thesis, Aarhus School of Business.
- Lazear, E. P. 1999. Culture and Language, *Journal of Political Economy*, 107, pp. 95-129.
- Nielsen, H. S., M. Rosholm, N. Smith and L. Husted. 2003. Intergenerational Transmissions and the School to Work Transition of 2nd Generation Immigrants, *Journal of Population Economics*, 16, pp. 755-86.
- Oaxaca, R. 1973. Male-Female Wage Differentials in Urban Labour Markets, *International Economic Review*, 14, pp. 693-709.
- OECD. 2003. Education at a Glance, Paris.
- Rangvid, B. S. 2004. The pupils background, the school and the teaching environment, in J. Mejdning (ed.), *PISA 2003 – The Danish youth in an international comparison* (in Danish), Danmarks Pædagogiske Universitets Forlag, Copenhagen.
- Rangvid, B. S. 2005. Sources of Immigrants' Underachievement: Results from PISA-Copenhagen, *AKF working paper 9:2005*, AKF, Copenhagen.
- Riphahn, R. 2003. Cohort Effects in the Educational Attainment of Second Generation Immigrants in Germany: An Analysis of Census Data, *Journal of Population Economics*, 16, pp. 711-37.
- Schaafsma, J. and A. Sweetman. 2001. Immigrant Earnings: Age at immigration matters, *Canadian Journal of Economics*, 34, pp. 1066-99.
- Schmidt, G. and V. Jakobsen. 2000. *20 years in Denmark* (in Danish), Socialforskningsinstituttet 00:11, Copenhagen.
- Van Ours, J. C. and J. Veenman. 2003. The Educational Attainment of Second Generation Immigrants in the Netherlands, *Journal of population Economics*, 16, pp. 739-53.
- Österberg, T. 2000. Economic Perspectives on Immigrants and Intergenerational Transmissions, *Ekonomiska Studier* 102, Göteborgs Universitet, Sweden.

Appendix

Table A. Sample means and std. dev. on the variables in parentheses. 1999.

	Turkey		Pakistan		Ex-Yugoslavia	
	Men	Women	Men	Women	Men	Women
<i>Education:</i>						
Completed or enrolled at a qualifying education	0.27 -0.446	0.361 -0.482	0.614 -0.488	0.64 -0.483	0.68 -0.469	0.537 -0.501
<i>Information on parents and childhood:</i>						
Length of father's education, years	3.192 -2.756	3.293 -3.016	9.381 -4.655	10.696 -4.362	7.570 -4.270	7.527 -4.425
Length of mother's education, years	1.707 -1.862	1.244 -1.960	4.726 -3.959	5.417 -4.210	6.197 -3.947	6.556 -4.327
Parents' attitude: Education is important	0.722 (0.450)	0.549 (0.499)	0.933 (0.250)	0.907 (0.292)	0.806 (0.397)	0.791 (0.409)
High proportion of immigrants at school in childhood ¹	0.040 (0.196)	0.078 (0.269)	0.063 (0.244)	0.016 (0.126)	0.048 (0.216)	0.041 (0.199)
Participated in mother-tongue courses in childhood	0.832 (0.376)	0.757 (0.431)	0.720 (0.721)	0.769 (0.425)	0.703 (0.460)	0.636 (0.484)
<i>Own demographic and other characteristics:</i>						
Age 28-30	0.302 -0.461	0.338 -0.474	0.437 -0.498	0.477 -0.502	0.252 -0.436	0.3 -0.46
Age 31-33	0.349 -0.479	0.376 -0.486	0.341 -0.476	0.384 -0.489	0.437 -0.498	0.381 -0.488
Age at immigration 0-6 years	0.294 -0.457	0.368 -0.484	0.555 -0.499	0.64 -0.482	0.747 -0.436	0.682 -0.468
Age at first marriage	20.411 -3.101	19.090 -2.771	23.563 -3.607	21.218 -2.881	23.180 -3.501	21.135 -4.018
Language: perfect	0.456 (0.500)	0.546 (0.500)	0.830 (0.377)	0.800 (0.402)	0.861 (0.347)	0.774 (0.420)
Religion: Islam	0.921 (0.271)	0.887 (0.318)	0.919 (0.275)	1.000 (0.000)	0.243 (0.431)	0.209 (0.409)
Married to a marriage migrant	0.564 (0.498)	0.658 (0.477)	0.289 (0.455)	0.446 (0.501)	0.234 (0.427)	0.338 (0.476)
Own attitude in 1988: Children should not be allowed to marry a Dane	0.267 (0.445)	0.369 (0.485)	0.198 (0.400)	0.508 (0.504)	0.063 (0.244)	0.039 (0.195)
Plan to return to origin country	0.230 (0.423)	0.173 (0.380)	0.126 (0.333)	0.151 (0.360)	0.097 (0.298)	0.045 (0.209)
Index of unpleasant experiences from basic school ²	2.660 (0.422)	2.635 (0.536)	2.781 (0.401)	2.797 (0.359)	2.774 (0.438)	2.788 (0.873)
Number of observations	126	133	135	86	103	110

(1) More than 5 pupils in own school class at basic school were immigrants. (2) The index is based on information from 3 separate questions: Were you teased in school? Did a teacher treat you worse than the ethnic Danish children? Did you feel uncomfortable in school? They available answers were: 3 = frequently, 2 = now and then or 1 = seldom/never. The index is calculated as the mean of the answers in the three questions.

Why are Well-educated Women not Full-timers?

Helena Skyt Nielsen

CIM and Department of Economics, University of Aarhus, E-mail: hnielsen@econ.au.dk

Mette Verner

CIM and Department of Economics, Aarhus School of Business, E-mail: mev@asb.dk

SUMMARY: A priori, one would expect that well-educated women would choose to work full-time to collect the returns to their investment in education. However, that is not the case. We analyse this phenomenon in a discrete choice dynamic programming framework, taking the potentially endogenous effect of work experience on annual earnings into account. We find that the main explanations are flat experience profiles and a high disutility of work. Policy simulations reveal that a moderate change in the return to experience or a moderate reduction in unemployment benefits would increase the proportion of full-timers substantially.

1. Introduction

In most countries, it is seen that if women work at all, they often work part-time or part-year. One would expect that women who choose *not* to be full-timers are mainly to be found among the low educated, because women who have invested extensively in education are expected to work more in order to collect the returns to the education they have taken. Therefore, the fact that female students increasingly dominate the institutions of further education would suggest that gender gaps in full-time employment rates would diminish in the future. However, statistics reveal that even among well-educated women, who traditionally have good employment chances and good career opportunities, non-participation or part-time or part-year work prevails. We find that 74% of the well-educated women are full-timers. Only 3-4% of the rest are involuntarily unemployed, which leaves 22-23% to be non-participants, voluntarily unemployed, part-time or part-year workers. Common for these 22-23% well-educated women are that *i*)

Financial support from the Danish Research Agency (the FREJA grant) is gratefully acknowledged. We thank Marco Francesconi, Stephen Jones, Inga Persson, Nina Smith, Allan Würtz, participants at ESEM-, ESPE-, EALE- conferences, participants at CIM workshops related to this topic, and other colleagues from Aarhus for useful comments on earlier versions of this paper. We are grateful to Henning Bunzel for Fortran advice. We appreciate the research assistance done by Marianne Simonsen and Anne-Sofie Reng Rasmussen.

they have *chosen* not to be full-timers and *ii*) they are most often eligible for social assistance, unemployment benefits or paid leave. Those two commonalities combined with the fact that the labour supply decision of these women to a high extent is restricted to a 0/1 decision as opposed to a choice of the number of hours, means that it makes sense to regard the full-time work decision as a binary choice. Furthermore, it can be argued that the well-educated women are more likely to optimize intertemporally than the low-educated women, which justifies the assumption of forward looking behaviour in the decision whether to work full-time. The terms full-time work and full-time participation are used interchangeably because we treat it as a voluntary choice. Our main contribution is to scrutinize reasons why well-educated women are not full-timers. We apply a simple structural framework to be able to simulate the effect of relevant policy experiments.

When the highly educated women do not work full-time they do not collect the return from their investment in education, and due to lower tax payment, the return to education to the economy as a whole is also reduced. Therefore, the voluntary choice of non-participation is of concern to the society as a whole. The issue is of concern in Denmark and it is debated even more for other OECD countries with lower female labour force participation and higher part-time incidence than in Denmark, OECD (2005).

The option not to be a full-timer may be chosen for many reasons. Looking only at continuously married or cohabiting women, this option would often represent a division of labour in the household as women specialize in household chores and men specialize in market work. However, this tendency may be less clear in the case of highly educated women. Hersch & Stratton (1994) find a negative relationship between educational level and hours of housework, as well as a negative relationship between market hours and hours of housework. In the Danish case descriptive evidence shows that the amount of housework is fairly constant across educational groups (wife's education), however, the share (and therefore also the amount) of the housework is lower for the well-educated women, Bonke (2002).

We focus on four factors that may induce well-educated women not to be full-timers. Firstly, if the return to education is low, women are more likely to choose not to become full-timers. Secondly, if the experience-earnings profile is flat, it is inexpensive not to be full-time participant for some years. Both these factors seem to play a significant role in the Danish labour market which is also characterized by a very compressed wage structure. For example the return to education for Danish women is estimated to 4.3% and hence among the three lowest in Europe, Harmon *et al.* (2001). Thirdly, if the outside options were good (i.e. generous social security system) it would increase the disutility of work and induce women not to work. Finally, if the educatio-

nal decision is not an investment decision but instead has a consumption purpose, it may have unexpected effects on participation patterns.

The high-educated women's (full-time) participation choices over the life cycle may be regarded as part of a rational forward-looking investment strategy, which is affected by past decisions regarding education, participation and child bearing. In this paper, we analyse the decision of full-time labour force participation for high-educated women in a simple discrete choice dynamic programming model. In our model, the potentially endogenous effect of full-time work experience on annual earnings is explicitly modelled. Current participation affects future potential earnings, and therefore, the expected remuneration from work is important for the current work decision in a forward-looking behavioural model. This approach makes it possible to estimate the structural parameters of the decision process, taking the dynamic nature of the problem into account. Given the imposed structural assumptions, the parameters can be used for policy analysis. In policy simulation analysis, we attempt to resemble the four potential explanations (outlined above) why well-educated women may choose not to be full-timers. We simulate the effect of a change in the return to education, a change in the experience-earnings profile, increased utility of work (i.e. reduced generosity of social security) and changed consumption value of education. The simulation analysis shows that even modest changes of the parameters of the model (interpreted as policy instruments) generate fairly large effects on the lifecycle participation rates of women. Especially, changing returns to experience and lowering the generosity of the social benefit system appears to have large, significant effects on the full-time participation rates.

We estimate the model by use of Danish register data, based on a 5% sample of the Danish population covering the years 1980-1997. We look at a sample of 0.25% of all Danish households, in order to be able to include the income of the woman's partner, which is also important for her labour market decisions. Since we choose to concentrate on the high-educated, the sample consists of high-educated cohabiting or married women.

The remaining part of the paper is organised as follows: Section 2 presents a short overview of the questions addressed in the recent literature of labour supply. In section 3, the specification and estimation of the economic model is outlined. Section 4 discusses the Danish data set used for the empirical analysis. Section 5 presents the results, whereas section 6 concludes the paper.

2. Background

During the last 30 years, several attempts have been made to answer central questions related to labour supply. A range of economic models has been proposed, in order to

make testing of various hypotheses possible. The estimation methods have also developed in order to be able to verify the theoretical findings, and the choice of econometric modelling framework has influenced the empirical conclusions. In the following some findings are surveyed.

One of the posed questions is whether female labour supply serves as an instrument for smoothing household income over the life cycle by reducing fluctuations in the household income, which is traditionally earned by the husband. According to the survey of the labour supply literature by Heckman (1993), the estimated effects from changes in transitory income have been modest, whereas the labour supply response to permanent income changes is considerable. This supports the permanent income hypothesis, and has been interpreted as a rejection of the hypothesis of perfect intertemporal substitution of labour supply at different ages. Among others, Heckman and Macurdy (1980) found these results. Hyslop (1999) investigates the 0/1-decision of labour force participation in a descriptive econometric framework and finds some responsiveness to changes in permanent non-labour income, which was highest for relatively well-educated women. The effect of transitory non-labour income is also present, though the elasticity is estimated to be around one tenth of the permanent income elasticity.

Another topic is the econometric problems arising due to missing observations on earnings and hours, when the individual has chosen not to participate at all in a given period. Ignoring non-participants, results in selection bias of the estimated parameters in an earnings equation or a labour supply equation for hours worked (Heckman, 1979). Consequently conclusions do not apply for out-of-sample individuals. In this paper the selection problem is not an issue, because estimation of parameters of the earnings process is performed implicitly in the dynamic model of participation.

Time use studies (Hersch & Stratton (1994, 1997)) show that the educational attainment of women affects the distribution of time spent on market work and housework, respectively. For the US case Hersch & Stratton (1994) find a negative relationship between educational level and hours of housework, as well as a negative relationship between labour market hours and hours of housework.

Hyslop (1999) furthermore investigates the dynamic nature of the labour supply decision and finds positive state dependence in the participation pattern. He also finds evidence of unobserved heterogeneity, indicating that some individual differences such as tastes for work have implications for the serial pattern of labour supply, which confirms Browning (1992). When the dynamic structure is taken into account, Hyslop cannot reject that the fertility decision and permanent income of the household are exogenous to the choice of participation of the woman.

The model estimated in the current paper is a structural model of the discrete choice of full-time labour force participation. Eckstein & Wolpin (1989) using US (NLS) data have performed a similar study for women. They find evidence of persistence in employment patterns due to the fact that the positive effect of work experience on earnings dominates the disutility of work. Van der Klaauw (1996) performed a similar study with endogenous marital status, Francesconi (2002) allowed for endogenous fertility and three levels of participation, whereas Keane and Wolpin (1997) performed a related study for males with endogenous occupation.¹

3. Specification and estimation of the economic model

3.1. Crucial assumptions

This study concentrates on high-educated cohabiting and married women, who are expected to take into account that today's choice of participation affects future earnings. The fact that the job-specific skills of the high-educated need to be currently updated makes the assumption of forward-looking behaviour more appropriate for the high-educated (e.g. a teacher, a nurse, MSc in Law or Medicine) than it would be for the low-educated (e.g. a shop assistant or a hair dresser). Another reason for restricting the analysis to the well-educated women is that the nature of the participation decision to a high extent may be regarded as a 0/1 decision (see introduction).

Furthermore, we assume that part-time participation and non-participation is mainly the individual's own choice. First of all, this means that demand factors and involuntary unemployment is assumed away. High-educated women do not experience so much involuntary unemployment as the low-educated women do.² Empirical evidence shows that the unemployment rate as defined by the International Labour Organisation (ILO) is almost twice as high for the low-educated as compared to the high-educated – and this is the closest we get a measure of involuntary unemployment.³ Secondly, this simplifying assumption implies that the husband is taken as exogenous, which is not particularly realistic for well-educated women who find themselves in dual career couples for whom joint decision making would be expected.

Another crucial assumption behind the model that we study is that fertility is exogenous to the participation decision. It is debatable whether the assumption of exogenous fertility is appropriate or not. However, the generous paid leave scheme covering the high-educated new mothers in Denmark to some extent justifies the assumption. On the other hand, participating mothers have favourable work and leave conditions, which could suggest treating fertility as an endogenous variable. For simplicity, we

1. See Blundell and Macurdy (1999) for a survey on structural dynamic models of labour supply.

2. Nickell (1986) shows theoretical and empirical evidence that labour hoarding is much stronger for white-collar workers than blue-collar workers due to higher hiring and firing costs.

3. Own computations from the Rockwool data, described in Smith (1998) and Statistics Denmark (1997).

consider childbearing exogenous, which implies that each female has perfect foresight about the arrival of children.⁴

3.2. Specification of the model

The model to be estimated is a dynamic model of married females' labour force participation. The household is assumed to maximize the present value of utility over a known finite horizon, namely until the age of 60 years,⁵ by choosing whether or not the wife is going to work full-time, p_t , in each discrete period. This is, the household maximizes

$$E_t \left[\sum_{k=0}^{T-t} \delta^k u(p_{t+k}, X_{t+k-1}, c_{t+k}, S, N_{j,t+k}, coh) \right] \quad (1)$$

with respect to p_t for all relevant periods $t = 1, \dots, T$. The notation is as follows: p_t is equal to unity if the woman works full-time during the period and zero otherwise, X_{t-1} is the number of prior periods the woman has worked, c_t is consumption of a composite good during period t , S indicates the level of schooling (medium versus long further education), N_{jt} is the number of children at time t in three different age-groups, $j = 1, 2, 3$, coh is the birth cohort of the woman, δ is the subjective discount factor, and T is the length of the decision horizon.

The budget constraint to be taken into account in each period is

$$y_t^h + y_t^w p_t = c_t \quad (2)$$

where y_t^h is the earnings of the husband, y_t^w is the earnings of the wife. The use of this simple budget constraint⁶ implies that the dynamics of the model work through the human capital accumulation process.

The husband's labour supply and earnings are taken as exogenous to the decision about the labour supply of the woman, and the actual values are realised only after the participation decision is taken. At each point in her life cycle, she forecasts the expected value of the man's income based on her own characteristics (age, age squared and education):⁷

4. Alternatively, the variable could be instrumented or the choice of having a child could be modelled simultaneously with the labour force participation decision, see Francesconi (2002).

5. We tried to extend the horizon to 65 years. The results are not very sensitive to this restriction.

6. Due to data constraints, this simple budget constraint excludes savings and fixed costs of children and work. The income in case of non-participation (e.g. social assistance, unemployment benefits or pay during leave) is not included separately. Hence this effect is included in the constant (1) of the utility function.

7. This assumption is also applied by e.g. Francesconi (2002). If the man's income were assumed to depend on his own characteristics, endogeneity of the matching process would have to be considered.

$$\ln(y_t^h) = \Theta Z_t \quad (3)$$

A suitable parameter, Θ , is estimated from the earnings of the sample of husbands and cohabiting males. Implicitly lays an assumption that women with certain characteristics marry and cohabit with men with certain characteristics.

The earnings of the woman are assumed to be stochastic and given by:

$$\ln y_t^w = \beta_1 + \beta_2 X_{t-1} + \sum_{j=1}^4 \beta_{2j} (X_{t-1} - \tau_j) I[X_{t-1} \geq \tau_j] + \beta_3 S + \varepsilon_t \quad (4)$$

Returns to experience follow a spline function with thresholds τ_j . The random component of annual earnings, ε_t , reflects the changes in earnings that are independent of the decision process. It is assumed to have zero mean, a finite variance and to be serially uncorrelated.

The law of motion of the predetermined state variable is:⁸

$$X_t = X_{t-1} + p_t \quad (5)$$

Letting Ω_t denote the state space of all relevant variables, the instantaneous utility function is assumed to be linear and additive in consumption, and hence the instantaneous utility becomes identical to income net of fixed and psychic costs of children and work:

$$\begin{aligned} u(\Omega_t) = & c_t + \alpha_1 p_t + \alpha_2 p_t X_{t-1} + \alpha_{20} p_t I[X_{t-1} = 0] + \alpha_3 p_t c_t + \alpha_4 p_t S \\ & + \sum_{j=1}^3 \alpha_{5j} I[N_{tj} > 0] p_t + \sum_{k=1}^5 \alpha_{6k} I[coh = k] p_t \end{aligned} \quad (6)$$

where the indicator function $I[N_{tj} > 0]$ indicates whether the number of children in a certain age category is greater than zero, and $I[coh = k]$ indicates which birth cohort the woman belongs to. The parameter α_1 indicates the (dis)utility of full-time work, where α_2 , α_{20} , α_3 , α_4 , α_{5j} and α_{6k} indicate how the (dis)utility of full-time work (net of fixed and psychic costs) varies with accumulated experience, consumption, education, age distribution of children and cohort. Either of the parameters is normalised to money values. It should be noted that the utility function is not separable in consumption and full-time participation, and that it is not assumed to be intertemporally separable, either. The latter is a consequence of the fact that α_2 is not restricted to be zero.

8. The initial value of experience is the amount of experience obtained before the observational period.

The solution to the optimization problem is obtained by backward recursion. The Bellman equation, the maximum of expected discounted lifetime utility, can be written as

$$V(\Omega_t, \varepsilon_t) = \max_{p_t} \{u(\Omega_t, \varepsilon_t) + \delta EV(\Omega_{t+1}, \varepsilon_{t+1})\} = \max_{p_t} \{V^0(\Omega_t), V^1(\Omega_t, \varepsilon_t)\} \quad (7)$$

where $V^0(\Omega_t)$ and $V^1(\Omega_t, \varepsilon_t)$ denote the expected discounted lifetime utilities if the woman does not work full-time ($p_t = 0$) or works full-time ($p_t = 1$), respectively.

In period T the value functions are:

$$\begin{aligned} V^1(\Omega_T, \varepsilon_T) &= (1 + \alpha_3) [y_T^h + \exp(\beta_1 + \beta_2 X_{T-1} + \sum_{j=1}^4 \beta_{2j} (X_{T-1} - \tau_j) I[X_{T-1} \geq \tau_j] \\ &+ \beta_3 S + \varepsilon_T)] \\ &+ \alpha_1 + \alpha_2 X_{T-1} + \alpha_{20} I[X_{T-1} = 0] + \alpha_4 S + \sum_{j=1}^3 \alpha_{5j} I[N_{Tj} > 0] + \sum_{k=1}^5 \alpha_{6k} I[coh = k] \\ V^0(\Omega_T) &= y_T^h \end{aligned} \quad (8)$$

The woman chooses to work full-time if $V^1(\Omega_t, \varepsilon_t)$ is greater than $V^0(\Omega_t)$, and hence we can derive a decision rule concerning the realisation of ε_T . A woman chooses to participate full-time if she draws an ε_T satisfying

$$\begin{aligned} \varepsilon_T &> \ln(-\alpha_1 - \alpha_2 X_{T-1} - \alpha_{20} I[X_{T-1} = 0] - \alpha_3 y_T^h \\ &- \alpha_4 S - \sum_{j=1}^3 \alpha_{5j} I[N_{Tj} > 0] - \sum_{k=1}^5 \alpha_{6k} I[coh = k]) \\ &- (\beta_1 + \beta_2 X_{T-1} + \sum_{j=1}^4 \beta_{2j} (X_{T-1} - \tau_j) I[X_{T-1} \geq \tau_j] + \beta_3 S) - \ln(1 + \alpha_3) \\ &= \varepsilon_T^*(X_{T-1}) \end{aligned} \quad (9)$$

ε_T^* is then the cut-off value for the error term and the specific draw from the error distribution determines whether the individual has an incentive to work in a given period i.e. ε_t^* can be interpreted as the reservation earnings. This explicit solution only works if full-time participation is associated with disutility of some sort (meaning that the term inside the $\ln(\)$ -parenthesis is positive). Note that the discounted expected value of all future periods is assumed to be zero at the end of the horizon, T . The main difference between the expression for period T and all other relevant periods is that in any

other period the discounted expected value of the future periods is not zero. The result is a predicted path of p_t 's for every individual. To arrive at this path, the backward recursion procedure requires that value functions are calculated for each woman in each period of time at all possible realizations of experience.

3.3. Estimation of the model

If we have a sample of homogeneous individuals, the reservation earnings (ε_t^*) at any age cannot be larger than the lowest earnings observed in the sample at that age. This is so because the women would not have chosen to work if the income was below her reservation earnings. This makes the resulting profile of reservation earnings very sensitive to outliers. It is therefore assumed that earnings are measured with error (u_t). This results in the following earnings equation:

$$\ln y_t^w = \beta_1 + \beta_2 X_{t-1} + \sum_{j=1}^4 \beta_{2j} (X_{t-1} - \tau_j) I [X_{t-1} \geq \tau_j] + \beta_3 S + \varepsilon_t + u_t \quad (10)$$

where ε_t and u_t are assumed to be independently normally distributed and serially independent. In practice it is not possible to distinguish between noise due to measurement error in wages and a *model noise* in more general terms because the model is only an approximation to the real data.

The likelihood function is (Eckstein & Wolpin (1989):

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^l \prod_{t=1}^{T_j} \left(\Phi \left(\frac{\varepsilon_t^*}{\sigma_\varepsilon} \right) \right)^{1-p_t} \left[\left(1 - \Phi \left(\frac{\varepsilon_t^* - p \eta_t (\sigma_\varepsilon / \sigma_\eta)}{\sigma_\varepsilon \sqrt{1-p^2}} \right) \right) \frac{1}{\sigma_\eta} \phi \left(\frac{\eta_t}{\sigma_\eta} \right) \right]^{p_t} \quad (11)$$

where $\eta_t = \varepsilon_t + u_t$, $p = \sigma_\varepsilon / \sigma_\eta$ and $1-p^2$ is the fraction of the earnings variance coming from u_t . Note that ε_t^* (which may be interpreted as the reservation wage) is a function of the fundamental parameters of the theoretical model that are going to be estimated, i.e. the parameters of the utility function: $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_{20}, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_{5j}$ and α_{6k} , and the parameters of the woman's earnings equation: $\beta_1, \beta_2, \beta_{2j}$ and β_3 .⁹ Five cohort parameters (α_{5j}) are identified (1929-1939 is the reference category) and four spline parameters (β_{2j}) are estimated assuming fixed threshold values ($\tau_1 = 2, \tau_2 = 5, \tau_3 = 10$ and $\tau_4 = 20$). In addition, the discount rate, δ , is identified.

To be able to maximize the likelihood function, the Markov assumption is applied. Therefore, the likelihood function that is maximized is actually the likelihood conditional on the level of experience accumulated before the observation period started.

9. All estimations are performed in Gauss combined with Fortran.

Table 1. Descriptive statistics.

Variable	Full-time participants		Part-time/non-participants		All	
	Mean	Std.dev.	Mean	Std.dev.	Mean	Std.dev.
Full-time participation (0/1)	1.000	–	0.000	–	0.738	–
Age (years)	40.50	6.54	38.82	6.78	40.06	6.64
Experience (years)	13.69	7.04	8.25	6.01	12.27	7.19
No experience (0/1)	0.004	–	0.081	–	0.024	–
Education (years)	16.40	0.80	16.55	0.90	16.44	0.83
Education = 18 years (0/1)	0.199	–	0.277	–	0.220	–
Child aged 0-2 years (0/1)	0.141	–	0.295	–	0.181	–
Child aged 3-6 years (0/1)	0.265	–	0.312	–	0.278	–
Child aged 7-14 years (0/1)	0.462	–	0.419	–	0.450	–
Child aged 15-17 years (0/1)	0.200	–	0.150	–	0.187	–
Real disposable annual income (DKK)	170549	55151	132023	94656	160461	69833
Husband's predicted annual income (DKK)	221243	16924	217024	20316	220138	17968
Number of observations	3566		1265		4831	
Number of individuals					487	

This assumption is necessary in practice, but it gives rise to the initial conditions problem. In a model of the present type, there is no obvious way to come about this technical problem.

In addition to the presented model (specification 1), we also allow for heterogeneity in disutility of work, α_1 , and in skill endowments, β_1 (specification 2). We estimate the model under the assumption that unobserved individual heterogeneity follows a discrete distribution with 2×2 points of support. In the present model this means that two values of α_1 and β_1 , respectively, are estimated combined with four probabilities for each combination of the support points. Allowing for heterogeneity in this way means that serial correlation in the error term is picked up.

4. Data

In a representative sample of 5% of the Danish population incidentally both parts in a couple (continuously married or cohabiting) are present. Therefore, it has been possible to construct a »couple-database« containing information on couples covering 0.25% of the couples in the population. The database is constructed from administrative registers, and the individuals are followed on an annual basis in the period 1980-1997.

We select women aged 30-55 years having *ended* more than 14 years of formal edu-

Table 2. ILO-unemployment rate and participation rates for men and women.

	Women		Men	
	ILO-unemployment(%) ¹	Participation rate	ILO-unemployment(%) ¹	Participation rate
Low level education	4.90	0.60	3.75	0.74
High level education	2.01	0.74	1.68	0.85

Note: (1) Own calculations from Rockwool data 1996, Statistics Denmark (1997) and OECD (1998). See description by Smith (1998).

cation in order to avoid modelling the educational decision and the retirement decision. The sample consists of 4831 observations covering 487 females over different periods of time where each woman is observed on average 10 years.

Table 1 presents selected descriptive statistics for this sample of females. The full-time participation variable is constructed from hours of work during the year. The women are categorised as participating full-time if they have worked for more than 1200 hours during a year, which corresponds to working full time (37 hours pr week) for 32 weeks.¹⁰ This threshold has been set relatively low, in order to allow for short spells of involuntary unemployment during the year. However, involuntary long-term unemployment is categorised as non-participation. Defining participation from actual working hours implies that employed women are not considered participants during maternal/parental leave.

As seen from table 2, on average 74% of the women in our sample were full-time participants. As a comparison, the similar numbers are 60% for low-educated females and 85% for high-educated males. According to the register data, only 3% of the women in the sample are not part of the labour force in a formal sense. This means that they are not in paid work, not working spouses or self-employed, and they receive no benefits or income support. Based on surveys,¹¹ only 2% of Danish women in the relevant age and education group are unemployed as defined by the ILO (in 1996). This definition requires that the unemployed is able to start working within two weeks, and that they have applied for at least one job within the last four weeks. Thus, 21% are left in voluntary unemployment or part-time jobs with less than 1200 hours per year. During this observation period, eligibility requirements were not strictly enforced and these women could receive unemployment insurance benefits, social assistance or

10. Decreasing this cut-off value to 1000 and 800 hours gives full-time participation rates of 80.5% and 84.8%, respectively.

11. Own calculations from Rockwool data 1993/94 and 1996, Statistics Denmark (1997) and OECD (1998). See description by Smith (1998).

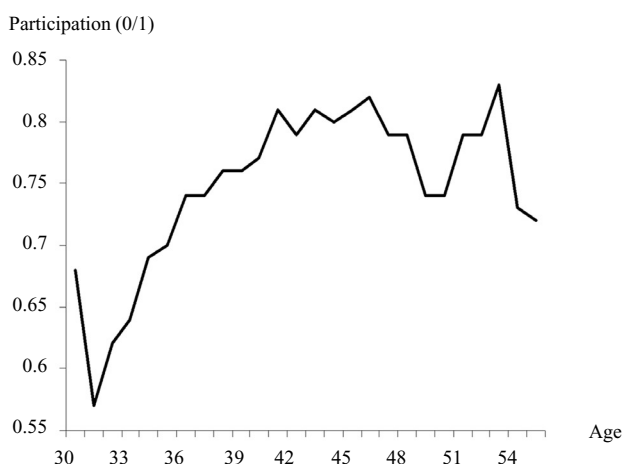


Figure 1. Full-time participation rate by age.

paid leave, even though their job search was not sufficient to classify them as ILO-unemployed.¹² Furthermore, part-timers could receive supplementary benefits. In total, it seems reasonable to conclude that full-time participation of high-educated women is mainly the woman's own choice, and that a large part of those classified not to be full-time participants receive some sort of public support.

The average length of education including schooling is 16.4 years. The labour market experience is calculated as the accumulated full-time experience as defined by the 1200 hours criteria applied in this study. The average full-time experience is 12.3 years the sample. 2.4% of the women in the sample have not accumulated any work experience at all. The average age of the females is just above 40 years and 18.1% of the women have children in the age group 0-2 years. Conditional on full-time participation, the average annual income is 170,549 DKK (1997 prices).

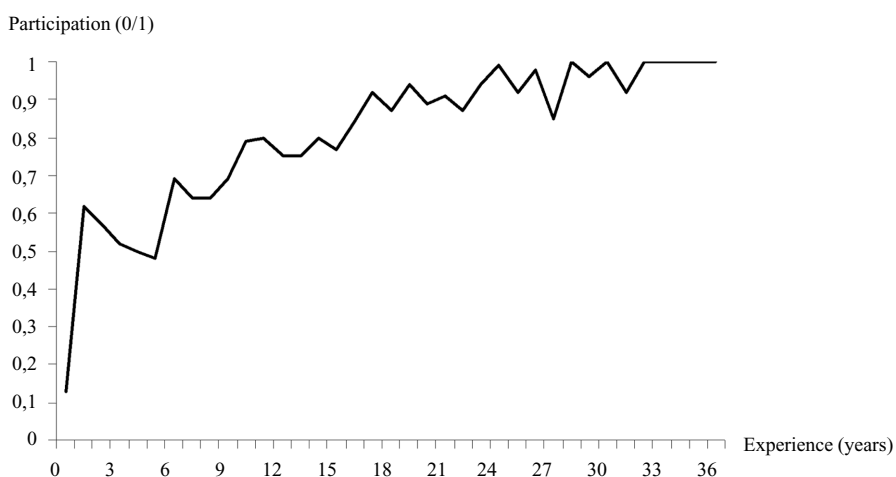
In figure 1 the profile of the full-time participation rate over the relevant years of age is sketched. For the lowest ages in the sample (30-32 years) the full-time participation rate is slightly decreasing. This corresponds well with the observed fertility pattern for highly educated women. For higher ages the participation rate is increasing to a level of 80% and for women in the earlier forties it is rather stable. During the older years there is a more variable profile due to cohort effects combined with the fact that the sample is small around age 50.

The sample is, by construction, very homogenous with respect to educational level. From Table 3 it is seen that women with 16 or 18 years of education are present in the sample.¹³ Surprisingly, the women with 18 years of education have a remarkably lower

12. See Andersen (1995), Pedersen (1998), Nielsen and Rosholm (1997) and Jensen and Verner (1996).

Table 3. Full-time participation rates by educational level.

Education (years)	Participation (0/1)	Participants	Total
16	0.757	2855	3770
18	0.670	711	1061
Total	0.738	3566	4831

*Figure 2. Full-time participation rates by years of work experience.*

full-time participation rate than women with 16 years of education have. In the present study 16 years of education includes mainly teachers and nurses, who usually would work in the public sector and usually work at most full-time. The group with 18 years of education includes for instance lawyers, computer scientists, medical doctors, economists, and high-school teachers.

In figure 2 the full-time participation rate for different levels of work experience is sketched. There is a general tendency towards a higher probability of full-time participation for women having had a high degree of attachment to the labour market in the past, which is consistent with the hypothesis of serial persistence in participation decisions. Especially, it is clear, that women with (almost) no work experience are not very likely to be full-time participants. It should, though, be noted that the possible values of experience in the selected sample are highly dependent on the age distribution.

13. By construction no women have 17 years of education. This is because length of education is assigned by use of educational categories, and a medium-length further education is usually assigned 16 years, whereas a long further education is usually assigned 18 years.

Table 4. Full-time participation rates by age of children in the household.

Presence of children	Full-time participation rate	Full-time participants	Total
No children	0.754	996	1321
At least one child 0-2 years	0.574	503	876
At least one child 3-6 years	0.705	946	1341
At least one child 7-14 years	0.756	1646	2176

For example, a woman of thirty years' age and a minimum of 16 years of education cannot have more than 8 years of full-time work experience.

Labour supply studies usually consider the presence of children in the household a major determinant of, especially, the female's participation. In table 4 the distribution of full-time participation rates according to the number of children present in the household is shown. Not surprisingly, women with children aged 0-2 years participate less than women without young children do, since maternity leave is deducted from participation. Also women, with children in the age group 3-6 years participate slightly less, but for the oldest age group of children the participation rate is basically the same as for women without children (in the household). For comparison, for the low-educated women the full-time participation rate is only 59% on average, and it varies much less with the presence of children in the household.

To understand the participation pattern of women it is useful to know the institutional set-up in the Danish labour market (for a general description of family friendly policies in Denmark, see Ejrnæs *et al.* (2002)). The maternal and parental leave system is very generous with a high degree of coverage, which essentially implies that participating women have no incentive to quit their jobs just after childbirths and an employer is not allowed to fire a woman because of her taking leave. In the observation period, females have the right to a minimum of 28 weeks of maternal leave (with full or reduced pay). Furthermore, it can be mentioned that females, who have a job where they automatically accumulate formal on-the-job-experience that triggers wage increases («anciennitet»), also accumulate that during maternity leave. This is mainly relevant for the salaried (i.e. the high-educated) and especially in the public sector. As argued and empirically tested in Nelsen *et al.* (2004), there is a clear tendency that working conditions (including family-friendly policies) has been given high weight in the legislations in the public sector as opposed to the private sector, where wage increases has been given more weight. As the family-friendly policies have become a significant part of legislations, women with preferences for family-friendly policies have tended to self-selected into the public sector.

After 1994, most females also have the right to an additional 3-12 months parental

Table 5. Full-time participation rates by to husband's disposable income.

Predicted income of husband (DKK)	Full-time participation rate	Full-time participants	Total
100,000-175,000	0.487	58	119
175,000-200,000	0.655	321	490
200,000-225,000	0.741	1523	2056
225,000-250,000	0.768	1475	1920
more than 250,000	0.768	189	246
Total	0.738	3566	4831

leave (60% of maximum UI Benefits). Half of the individuals using this leave scheme are unemployed and half is employed. The group of high-educated women are slightly over represented among the women taking parental leave, Andersen (1996). After maternal/parental leave mothers usually return to work and this is possible due to the publicly provided day-care, which, in principle, is available immediately after the maternal leave period. In 2002, maternity leave was extended to one year, of which 28 weeks are on full or reduced pay like previously.

An important determinant of labour supply is the non-labour income of the woman, in this study approximated by the disposable income of the husband or cohabitant. In Table 5, the women are categorised by the predicted yearly disposable income of the partner. At income levels of the partners below 250,000 DKK (1997-prices), full-time participation rates of the women increase with rising incomes. At the highest income levels however, the full-time participation rate tends stagnate hence indicating only a weak tendency of some sort of trade-off between the incomes of the two spouses. It is important to notice that the variation in these unconditional figures conceals variation in age and experience of both the males and the females.

The norms, attitudes and habits with respect to working among women in the sample may vary across birth cohorts. In table 6 the full-time participation rates for six different birth cohorts are presented. Note that the oldest women of the sample are 41 years older than the youngest women of the sample meaning that they belong to the grand mother generation of the youngest women sampled. The oldest cohort has the lowest full-time participation rate, 65.2%, whereas the highest full-time participation rate is found for the women born between 1945 and 1954, namely 79-82%. The youngest cohort has a lower full-time participation rate on average at the age of 30-34 years. This cohort effect reflects that they tend to have children later than the other cohorts and they had the possibility of extensive leave.

Table 6. Full-time participation rates by cohorts.

Age	Cohort (year of birth)					
	1926-1939	1940-1944	1945-1949	1950-1954	1955-1959	1960-1966
30-34	–	–	0.699	0.696	0.653	0.555
35-39	–	0.685	0.776	0.787	0.678	0.724
40-44	0.424	0.709	0.863	0.841	0.766	–
45-49	0.647	0.709	0.876	0.920	–	–
50-55	0.695	0.801	0.843	–	–	–
All	0.652	0.733	0.821	0.789	0.679	0.583

5. Results

5.1. Estimation results

For later reference, we first present the results from some static reduced-form estimations, see table 7 below. In the first two columns we estimate models for earnings and participation separately, whereas the last two columns show the result of estimating the two processes simultaneously. The results from estimation of linear earnings equation in the first column including an indicator for education beyond 16 years show a 31% return to a long further education. The experience profile is modelled as a spline function with kinks at 2, 5, 10, and 20 years of experience.¹⁴ The net result is that in the very beginning of the working career the women get a high return to experience, whereas the return to experience is actually negative in the second interval (2-5 years of experience).¹⁵ Later in the working life there is a low but significantly positive return to experience. This peculiar earnings profile is possibly due to the fact that the dependent variable is annual earnings (i.e. hours * wage) and the non-concavity reflects that the women work fewer hours during the early years of their careers. It takes a couple of years to get a firm attachment to the labour market, obtain a full-time all-year employment and earn wages consistent with the obtained education. At the beginning of their career, the women work fewer hours, either because of temporary contracts or reduced hours in permanent jobs (due to for instance childbirth).¹⁶ Furthermore, other studies show that interruptive behaviour of mothers causes hourly wages to decline even when, as in the present analysis, *actual* work experience is controlled for, Nielsen et al. (2004).

14. Preliminary analysis showed that a quadratic experience profile was inadequate.

15. Formal tests on the sums of the coefficients are needed to conclude on the significance of the returns to experience on various segments. These tests have shown that on all segments the returns are significantly different from zero.

16. A closer investigation of the data shows that participants without any experience work 1524 hours per year on average, women with one or two years of experience work 1626 hours per year on average, whereas women with more than 20 years of experience work above 1700 hours per year on average.

Table 7. Estimation results from reduced form static models.

	Earnings equation		Probit equation		Selection model			
					Earnings equation		Probit equation	
	Estimates	Std.dev.	Estimates	Std.dev.	Estimates	Std.dev.	Estimates	Std.dev.
Constant	<i>4.94</i>	<i>0.04</i>	<i>-2.70</i>	<i>0.29</i>	<i>5.10</i>	<i>0.05</i>	<i>-3.16</i>	<i>0.30</i>
Education = 18	<i>0.31</i>	<i>0.01</i>	<i>-0.13</i>	<i>0.06</i>	<i>0.30</i>	<i>0.01</i>	<i>-0.18</i>	<i>0.06</i>
Experience (years)	<i>0.05</i>	<i>0.03</i>	<i>0.75</i>	<i>0.04</i>	<i>0.01</i>	<i>0.03</i>	<i>0.75</i>	<i>0.04</i>
Experience = 0			<i>-1.41</i>	<i>0.16</i>			<i>-1.37</i>	<i>0.16</i>
Experience 2+ (years)	<i>-0.10</i>	<i>0.03</i>			<i>-0.06</i>	<i>0.04</i>		
Experience 5+ (years)	<i>0.06</i>	<i>0.01</i>			<i>0.05</i>	<i>0.01</i>		
Experience 10+ (years)	<i>0.01</i>	<i>0.01</i>			<i>0.01</i>	<i>0.01</i>		
Experience 20+ (years)	<i>-0.01</i>	<i>0.00</i>			<i>-0.01</i>	<i>0.00</i>		
Husband's income			<i>9.54</i>	<i>1.36</i>			<i>11.56</i>	<i>1.42</i>
Children 0-2 years			<i>-0.46</i>	<i>0.05</i>			<i>-0.43</i>	<i>0.05</i>
Children 3-6 years			<i>-0.05</i>	<i>0.04</i>			<i>-0.06</i>	<i>0.04</i>
Children 7-14 years			<i>-0.09</i>	<i>0.03</i>			<i>-0.13</i>	<i>0.03</i>
Cohort (1940-44)			<i>0.21</i>	<i>0.09</i>			<i>0.16</i>	<i>0.09</i>
Cohort (1945-49)			<i>0.76</i>	<i>0.09</i>			<i>0.80</i>	<i>0.09</i>
Cohort (1950-54)			<i>0.80</i>	<i>0.09</i>			<i>0.83</i>	<i>0.09</i>
Cohort (1955-59)			<i>0.72</i>	<i>0.10</i>			<i>0.83</i>	<i>0.09</i>
Cohort (1960-66)			<i>1.26</i>	<i>0.12</i>			<i>1.32</i>	<i>0.11</i>
ρ							<i>-0.56</i>	<i>0.03</i>
σ	<i>0.07</i>	<i>0.00</i>					<i>0.28</i>	<i>0.01</i>
Loglikelihood			<i>-3029</i>		<i>-2314</i>		<i>-2519</i>	
# observations			<i>3566</i>		<i>4831</i>		<i>4831</i>	

Note: Italics indicate significance at a 5%-level.

The probit equation of full-time participation in the second column shows that full-time participation increases with husband's earnings and experience but it decreases with education. Among the child indicators mainly the presence of children in the age group 0-2 years affects participation. Among the cohort indicators, the indicator for belonging to the oldest cohort (born between 1926 and 1939) is the reference category. The cohort effects are highly significant and increasing with year of birth (with one exception, namely the generation born in 1955-59), confirming the a priori belief of a higher degree of attachment to the labour market for younger generations. The results in the two last columns from simultaneous estimation of an earnings equation and a participation equation (selection model) confirms the qualitative results of the other models.

In table 8 below, we present the results from estimation of the dynamic programming models presented in section 3. The parameters in the earnings equation (the β 's)

indicate that annual earnings of individuals with a long further education is around 30% higher than individuals with a medium length further education. The return to experience is very high for the first couple of years in the labour market, but in the subsequent three-year period the net effect is actually negative. In the two subsequent intervals the return to experience is estimated to be around 1.5-2.5% per year and afterwards it is slightly lower. The returns to education and experience are quite similar to those of the static reduced form models of table 6.

The parameters from the utility function (the α 's) of the simple model, specification (1), show a general disutility of working full-time of 162,100 DKK, which is higher than the disposable income if individuals receive UI benefits (94,000 DKK). For each year of experience, the disutility increases by 15,360 DKK, which can be interpreted as increasing marginal utility of non-market time over the life-cycle. An indicator variable is added in order to allow the preference for full-time work to be different when females have no work experience at all.

The coefficient to the no-experience indicator is large and significantly negative (-113,000 DKK), meaning that the disutility of work is much higher for individuals without any (full-time) work experience than for individuals who have participated in the past. Hence, there exists a group of part-time/non-participants who have never ever worked more than 1200 hours a year after finishing their education. These women might not wish to work full-time or they might be stigmatised due to past part-time/non-participation in terms of unemployment and/or leave just after graduation. The disutility is 58,800 DKK higher for those with a long further education compared to those with a medium length further education, meaning that educated women need extra wage or non-pecuniary compensation to be motivated to work full-time in addition to the mere return to education. Typically, women who choose 18 years of education get a MA in Literature, History or Language. One interpretation of the increased disutility of work for women with a long education is that these women do not undertake the education to collect the returns from their investment after graduation. They rather undertake long educations for non-pecuniary reason, they focus on the consumption value while undertaking the education rather than the future returns, see Christiansen and Nielsen (2002). The women who choose 16 years of education also to some extent have non-pecuniary motives when they choose to become a nurse or a teacher. However, here the non-pecuniary returns are continued to be collected in future working life. The negative effect of high education might also be a consequence of high-educated having more productive leisure time or they may work harder or longer hours whenever they work. Another explanation relates to the types of education that are included in the two categories (teachers and nurses versus lawyers, medical doctors, and high-school teachers). Some of the occupations associated with the highest

Table 8. Estimation results from the dynamic programming model.

Parameters	Explanation	Specification (1)		Specification (2)	
		Estimates	Std. dev.	Estimates	Std. dev.
<i>Participation equation</i>					
α_{11}	Utility of work (1000 DKK)	<i>-162.10</i>	<i>4.00</i>	<i>-102.60</i>	<i>4.50</i>
α_{12}	Utility of work (1000 DKK)			<i>-147.60</i>	<i>5.20</i>
α_2	Experience	<i>-15.36</i>	<i>0.67</i>	<i>-23.03</i>	<i>1.17</i>
α_{20}	Experience = 0	<i>-112.80</i>	<i>12.80</i>	<i>-165.00</i>	<i>20.10</i>
α_3	Consumption (10 ⁶ DKK)	<i>92.40</i>	<i>10.50</i>	<i>54.30</i>	<i>14.60</i>
α_4	Education = 18 years	<i>-58.80</i>	<i>1.30</i>	<i>-49.30</i>	<i>1.60</i>
α_{51}	Children 0-2 years	<i>-5.061</i>	<i>0.668</i>	<i>-8.814</i>	<i>1.057</i>
α_{52}	Children 3-6 years	<i>-0.702</i>	<i>0.440</i>	<i>-1.396</i>	<i>0.777</i>
α_{53}	Children 7-14 years	<i>-0.516</i>	<i>0.340</i>	<i>-0.915</i>	<i>0.612</i>
$\alpha_{6_40_44}$	Cohort (1940-44)	<i>-0.195</i>	<i>0.466</i>	<i>1.047</i>	<i>1.051</i>
$\alpha_{6_45_49}$	Cohort (1945-49)	<i>1.931</i>	<i>0.53</i>	<i>-0.925</i>	<i>1.084</i>
$\alpha_{6_50_54}$	Cohort (1950-54)	<i>1.511</i>	<i>0.544</i>	<i>-0.796</i>	<i>1.147</i>
$\alpha_{6_55_59}$	Cohort (1955-59)	<i>0.258</i>	<i>0.57</i>	<i>-3.517</i>	<i>1.225</i>
$\alpha_{6_60_66}$	Cohort (1960-66)	<i>2.699</i>	<i>0.669</i>	<i>0.959</i>	<i>1.680</i>
<i>Wage equation</i>					
β_{11}	Constant term	<i>4.888</i>	<i>0.026</i>	<i>4.911</i>	<i>0.032</i>
β_{12}	Constant term			<i>4.588</i>	<i>0.032</i>
β_2	Experience (years)	<i>0.064</i>	<i>0.013</i>	<i>0.070</i>	<i>0.017</i>
β_{2_02}	Experience 2 + (years)	<i>-0.115</i>	<i>0.015</i>	<i>-0.110</i>	<i>0.020</i>
β_{2_05}	Experience 5 + (years)	<i>0.067</i>	<i>0.007</i>	<i>0.066</i>	<i>0.007</i>
β_{2_010}	Experience 10 + (years)	<i>-0.002</i>	<i>0.002</i>	<i>-0.007</i>	<i>0.003</i>
β_{2_020}	Experience 20 + (years)	<i>-0.002</i>	<i>0.001</i>	<i>0.002</i>	<i>0.001</i>
β_3	Education = 18 years	<i>0.297</i>	<i>0.004</i>	<i>0.312</i>	<i>0.005</i>
δ	Discount rate	<i>0.951</i>	<i>0.004</i>	<i>0.911</i>	<i>0.008</i>
σ_ε	Std. dev. on structural error term	<i>0.070</i>	<i>0.004</i>	<i>0.133</i>	<i>0.003</i>
σ_η	Std. dev. on total error term	<i>0.265</i>	<i>0.063</i>	<i>0.229</i>	<i>0.031</i>
P_{11}				<i>0.028</i>	<i>0.029</i>
P_{12}				<i>0.414</i>	<i>0.113</i>
P_{21}				<i>0.492</i>	<i>0.133</i>
P_{22}				<i>0.065</i>	<i>0.000</i>
Loglikelihood		<i>-2585.03</i>		<i>-1936.20</i>	
#observations		4831		4831	
#individuals		487		487	

Note. Italics indicate significance at a 5%-level.

level of education may imply long workdays and demanding work, which would explain a high disutility of work.

A set of indicator variables is added to account for cohort differences in the preferences for full-time work. For these cohort effects, the results differ somewhat from what was found in the static reduced form models. Having corrected for the potential

effect of annual earnings on full-time participation and the potential endogenous effect of experience on full-time participation, the cohort effects show no monotonically increasing pattern and generally the impact is very limited. We find that three of the cohort coefficients are significantly positive.¹⁷ The utility of full-time participation for the other cohorts is not higher than for the oldest cohort.

In specification (2), the dynamic model is estimated allowing for unobserved heterogeneity, as suggested by Browning (1992). This is relevant if different types of women have different tastes for work, and this is not captured by the included variables. The results show that most qualitative conclusions remain unchanged, though magnitudes are somewhat different. The estimated parameters show substantial differences in the disutility of participation (α_{11} , α_{12}) for the two »types« of workers. Also the disutility of work increases substantially for the un-experienced. Hence, a woman having no work experience and having high disutility of work (i.e. having $\alpha_1 = \alpha_{12}$ demands more than 310,000 DKK of disposable income for taking up full-time work (ignoring other effects). Also, the results of the cohort effects change when unobserved heterogeneity is taken into account. Significance, signs and magnitudes change and we interpret this as a strong indication of tastes and norms for work being strongly related to cohorts. We conclude that specification (2) must be preferred over specification (1).

The signs of these parameters of the utility function commented above confirm what Eckstein and Wolpin (1989) and Francesconi (2002) found using US data. What does not confirm their findings, however, are the signs of (some of) the effect of the child indicators and the effect of consumption on the disutility of working. Having a child in the age group 0-2 years decreases the utility of working full-time, as expected in the international literature. However, the effect is relatively small and as mentioned earlier this limited effect is probably a result of the generosity and the high degree of coverage of the maternal and parental leave system, but also the preferences for equal opportunities of women and men in the labour market and the large amount of child-care supplied may influence this result.¹⁸ For older children no significant effects are found.¹⁹ Furthermore, we find that the disutility of full-time work decreases with consumption, and this means that consumption and leisure are substitutes. Hence, we reject that leisure and consumption are complements, which was found by Eckstein and Wolpin (1989) and Francesconi (2002).²⁰ Due to the specification of the model,

17. The hypothesis that all coefficients to the cohort variables are equal to zero is strongly rejected by a joint likelihood ratio test.

18. This special feature of the Danish case is found in several studies, see e.g. Dex *et. al* (1995) for a cross-national study.

19. Francesconi (2002) includes the total number of children and finds a declining negative effect, hence the results are not immediately comparable.

20. But it confirms the findings of earlier Danish studies, e.g. Smith (1995).

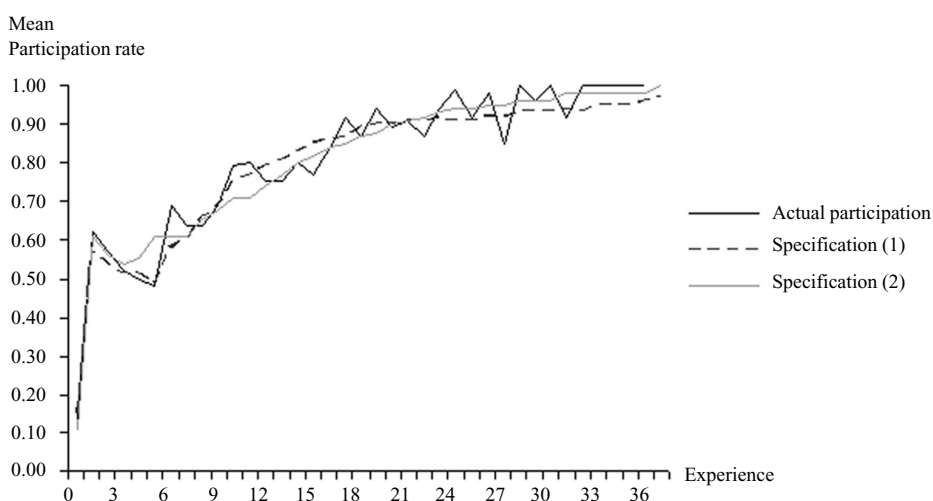


Figure 3. Actual and predicted full-time participation rates for both specifications.

the husbands' income is the non-labour income of the woman and it constitutes a considerable part of the amount available for consumption. Hence this result can be interpreted as consistent with a hypothesis of positive assortative mating; high income men are likely to marry women with strong labour market attachment, whereas low income men are likely to marry women with low labour market attachment.²¹ Notice that this conclusion confirms the general impression from table 5 in the descriptive statistics.

In the appendix we show the result of estimating the dynamic programming model for women above the age of 40 (like Eckstein and Wolpin, 1989). The qualitative conclusions are similar. The main difference is that the effect of children 7-14 turns out to be significantly positive. Disutility of work goes up and so does the influence of the husband's earnings.

5.2. Goodness of fit

Figure 3 shows the actual and predicted full-time participation rates for different values of experience. Predictions for specification (2) are based upon a weighted average of the mass points. Generally, the performance of the models is quite good at different levels of experience and the positive correlation between experience and full-time participation is captured quite well. As expected, the inclusion of the indicator variable for having no experience means that this model captures the low full-time participation of those without any full-time experience quite well. From specification (2), it is

21. This relation between spouses' labour supply has also been found in several other Danish studies, e.g. Smith (1995).

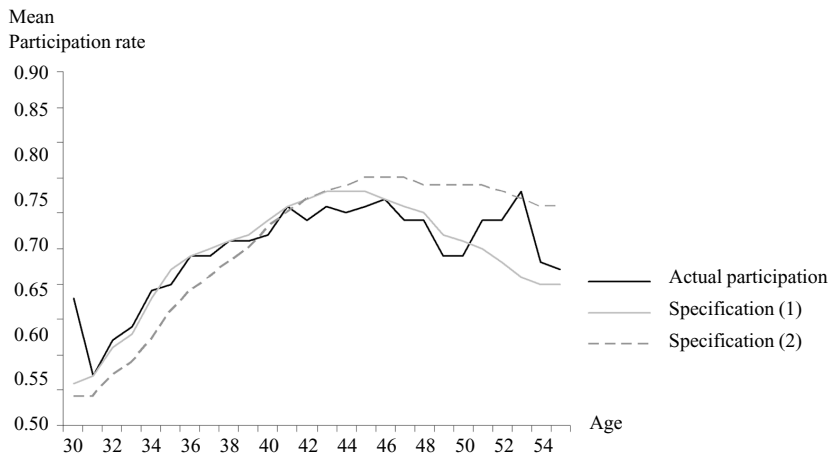


Figure 4. Actual and predicted full-time participation rates for the two specifications.

seen that the declining earnings profile in the 2-5 years interval of work experience does result in a flatter participation profile, but – due to the forward-looking behaviour – the predicted profile only decreases slightly with accumulated experience.

The general picture from the figure is that the positive effect on full-time participation from a positive return to experience and a forward-looking behaviour dominates the increase in disutility with accumulation full-time experience and that especially specification (2) predicts the behaviour quite well – also in the case of highly experienced individuals.

Figure 4 shows the actual and predicted full-time participation rates for the specifications (1) and (2) at different points of the life cycle. The participation rates predicted from the two estimated specifications do not differ much and generally the fit is quite good, though neither of the two models predicts the full-time participation rate well at high ages. This may be explained by the fact that age is not explicitly included in the model and hence the dynamic process and cohort effects are the only mechanisms taking age into account. Furthermore, it may reflect that the retirement behaviour is generally a complex matter. The impression from this illustration may be that specification (1) actually does a better job in predicting the participation rate. The reason for this is that the predictions for specification (2) are based on the mean of the individual specific effects. As argued in the previous section, in specification (1) these effects are captured by the cohort effects.

A series of formal goodness of fit test is presented in Table 9. The predicted and actual full-time participation rates are compared for various categories of experience and age. It is clear from the table, that the actual and predicted participation profiles are very similar. The formal test presented is a chi-square test of the null hypothesis

Table 10. Predicted full-time participation rates for standard women by education and experience, specification (2).

Experience (years)	Education (years)	
	16	18
0	0.00	0.00
5	0.25	0.36
10	0.47	0.63
15	0.47	0.63
20	0.78	0.94
25	0.92	0.99
30	0.99	1.00

Note: Otherwise mean characteristics. Each entry represents the mean over 200 draws of epsilon.

that the actual and predicted values are the same. Only in one case, namely for women with 1-5 years of experience the structural model is not able to predict the full-time participation rate correctly. Similar test statistics are also reported for the probit model and the fit of that model is also very good.

The proportion of the error variance stemming from the measurement error (or model noise) is $.66 (1 - (\sigma_\varepsilon / \sigma_\eta)^2)$. Hence, wrong predictions are not only due to drawing unfavourable earnings offers. It may be due to measurement errors in earnings, because full-time participants vary with respect to the number of hours worked during a year. Alternatively, it is a mere consequence of the restrictive structural assumptions behind the model.

5.3. Simulation analysis

In this section we make various simulations in order to illustrate the impacts of changes in exogenous variables and parameter values. The structure of the model is relatively complex and it is difficult to foresee the effect of these changes.

5.3.1. Standard persons

In tables 9-11, average predicted full-time participation rates are presented for a number of standard persons. In each table the average predicted full-time participation rate is shown for different combinations of experience, age, education and husband's earnings, respectively. Other characteristics of the constructed standard person are set to the mean values of the observed sample. In order not to let a single draw of epsilon determine the outcome, the experiment is repeated 200 times and the mean full-time participation rate calculated. The parameter values used are from the preferred model, namely specification (2).

Table 11. Predicted full-time participation rates by experience and husband's income, specification (2).

Husband's income (DKK)	Experience					
	0	5	10	15	20	25
100000	0.00	0.32	0.39	0.61	0.77	0.94
200000	0.00	0.20	0.40	0.53	0.81	0.92
300000	0.00	0.28	0.40	0.54	0.76	0.91
400000	0.00	0.27	0.42	0.67	0.77	0.91
500000	0.00	0.29	0.38	0.61	0.75	0.93
600000	0.00	0.30	0.45	0.54	0.75	0.89

Note: Otherwise mean characteristics. Each entry represents the mean over 200 draws of epsilon.

In table 10, the average participation rates for women with different combinations of education and experience are presented. The general picture is that the more experienced the woman is, the more likely she is to work full-time. For a woman with 18 years of education, the full-time participation rate is also increasing all over the range. But the high-educated women are actually more likely to participate full-time than the lower educated at all levels of work experience in spite of the high disutility of full-time work for high-educated women. In general, the table shows that the increasing disutility from full-time participation with increasing work experience is dominated by the positive effect of experience on earnings.

In table 11, a similar exercise is made for various levels of experience and levels of income of the spouse. As before, we see that increasing experience increases the participation rate all over the range. For a given level of experience, increasing husband's income yields mixed results. However, for the range of income of the spouse that is most likely to appear in data (200,000-400,000 DKK) the participation rates increase with income. At higher levels of husband's income the participation rate tends to stagnate or decline. For the highest levels of work experience the effects of the age may explain the less clear picture.

In a similar manner, the full-time participation rates of the standard persons are presented at different (realistic) levels of experience and age of the women in table 12. These results differ from the previous simulations because the age is not explicitly included in the utility function or the earnings function. However, the age is implicitly taken into account, when the woman makes the participation decision, since the remaining life-horizon matters. Also the control for birth cohort is contributing to this. For a given age the probability of full-time participation increases with experience. This again indicates that earnings effect of increasing experience dominates the disutility of

Table 12. Predicted full-time participation rates by age and experience, specification (2).

Husband's income (DKK)	Experience					
	30	35	40	45	50	55
0	0.00	0.00	0.00	0.00	0	0.00
5	0.29	0.27	0.28	0.23	0.27	0.28
10	0.49	0.46	0.43	0.41	0.43	0.29
15		0.62	0.61	0.48	0.44	0.49
20			0.73	0.67	0.66	0.56
25				0.86	0.82	0.75
30					0.88	0.84
35						0.96

Note: Otherwise mean characteristics. Each entry represents the mean over 200 draws of epsilon.

full-time work. This increase in the full-time participation rate is most rapid at low age levels. On the other hand, there is a clear tendency towards lower full-time participation rates for older women than for younger women (for given experience). This is a natural consequence of the dynamic structure of the model, because the woman realises that her remaining work life-horizon is too short to justify an investment in full-time experience. This effect is enforced by the concavity of the earnings profile.

5.3.2. Policy simulations

In this section we analyse the effect of changing the values of the parameters of the model. First, we simulate the effect of a change of the return to skills in the earnings equation, and then we focus on the parameters in the utility function.

The return to experience may be considered a policy variable because it reflects the content of labour market contracts. A central issue in labour market negotiations on wages, effort and working conditions is the right to on-the-job training. A high investment in on-the-job training would justify a steeper experience profile. In a dynamic model with forward looking individuals, such a policy would affect participation behaviour over the whole life-cycle. In the public sector, the return to experience is explicitly a policy variable since the pay scale is almost completely fixed and centrally negotiated. The return to education is also a policy variable. Returns to education are generally considered to be low in Denmark, Harmon, Walker and Westergaard-Nielsen (2001) due to a political preference for high equality.

Generally, the estimated returns to experience of Danish women are very low, reflecting that they are mainly employed in the public sector and that they are expected to leave the labour market for shorter or longer periods of their lives. Eckstein and

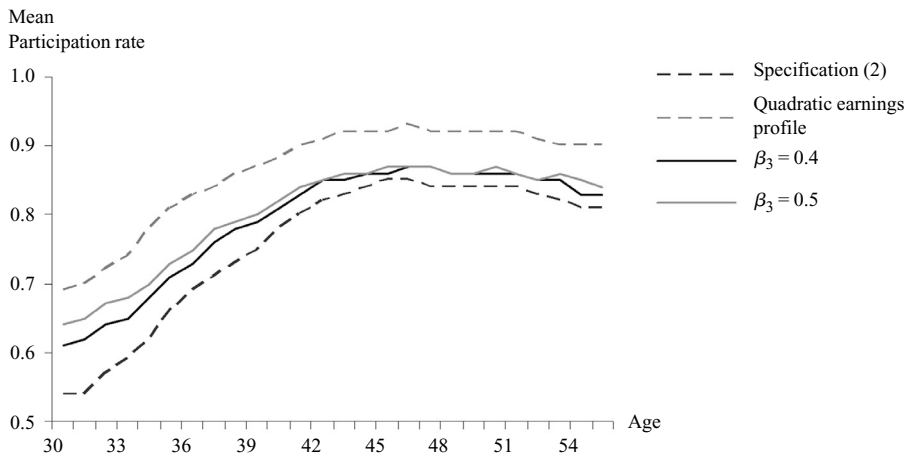


Figure 5. Predicted participation rates for different values of returns to schooling and experience, specification (2).

Wolpin (1989b) find a return of 2-4% for American women, and Keane and Wolpin find returns of 2-5% for young American males depending on the type of occupation. The estimates of this paper are not directly comparable, since we do not find a simple linear form, but model the experience as a spline profile. If, however, we assume a quadratic form (the coefficient of the linear term is set equal to 0.02 and the coefficient of the squared term is set to -0.001), we can calculate the predicted participation rates for the sampled women. It is seen that even for this relatively low level of returns to experience, the full-time participation rate increases substantially. The forward-looking behaviour of individuals and the dynamic structure of the model means that a small change in the return profile has a large effect and it also implies that the effect is largest in the beginning of the working career. The overall full-time participation rate predicted in this case is 85% compared to the actual full-time participation rate of 73.8% and the predicted full-time participation rate of 73.2% from specification (2). When the returns to education (as measured by β_4) is increased from 0.312 to 0.4 and 0.5, respectively, again an increase in the predicted participation rate is found, especially in the early part of the working career.

Now we turn to policy simulations based on the parameters from the utility function, see Figure 6. Changing the education parameter (α_4) to zero, corresponds to neutralising the extra disutility from full-time participation for women with 18 years of education. This parameter may be seen as a policy variable, because politicians influence the supply of publicly provided long term education. As it stands, low degree of rationing

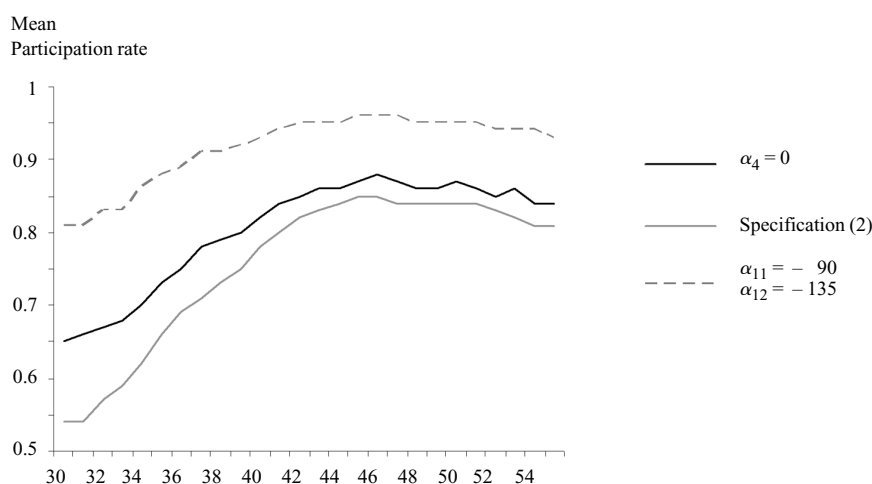


Figure 6. Predicted participation rates for different values of, α_{11} , α_{12} , and α_4 , specification (2).

implies that individuals are free to choose educations with low market value but potentially large consumption value. Changing this policy would affect α_4 . Reducing α_4 to zero means that the full-time participation rate increases by 5 percentage points.

The last experiment is a change of the two estimated disutilities of work, namely α_{11} and α_{12} . As described in section 5.1, these parameters, among other things, reflect the level of UI benefits. Hence (numerically) lowering these coefficients can be interpreted as changing the UI benefits. The parameter values imposed in this experiment correspond to a decrease of the disposable amount of UI benefits of 1000 DKK per month (corresponding to a 12.7% decline). The resulting full-time participation rate is seen to be substantially higher than in all other experiments, namely 90.5%.

6. Concluding remarks

One would expect that well-educated women would choose to work full-time to collect the returns to their educational investment. However, a number of reasons justify why this is not the case. Obviously, childbirth would lead even well-educated women to be non-participants, or work either part-year or part-time for a period of time. In addition, low returns to skills or generous welfare benefits would justify the observed behaviour. Finally, if education were chosen as a consumption decision rather than an investment decision, women would not necessarily care about collecting potential returns.

We estimate a simple discrete choice dynamic programming model of full-time

participation, where endogeneity of work experience is explicitly taken into account, when the participation decision is made. Contrary to what is found on US data, we see that a higher level of household consumption increases the utility of working. This can be interpreted as a rejection of the hypothesis that women's labour supply serves as a smoothing instrument of household income. A more plausible conclusion is that we see the result of positive assortative mating. The rejection of the smoothing hypothesis implies that female full-time participation may in fact be very sensitive to changes in economic policy.

The structural set-up means that we are able to evaluate the effect of policy experiments related to the above-mentioned explanations. Policy simulations predict that a moderate increase in returns to experience – for instance through increased on-the-job training or steeper centrally negotiated wage scales – would increase full-time participation. The effect is predicted to be relatively large because individuals take into account the effect of current participation decisions on expected future earnings. Similarly, policy simulations show that even a moderate reduction in unemployment benefits would increase the proportion of full-timers substantially.

Full-time participation rates are only about 50-60% early in the career. The disutility of full-time work is very high for women with no experience at all, and therefore, for the women who never get the first one, two, or three years of accumulated experience after finishing their education, the economic incentives to enter the labour market may not be sufficient.

We find heterogeneity in tastes for work. For some groups very high disutility of full-time participation is estimated. Furthermore, cohort differences exist, as the older cohorts seem to have had somewhat lower preference for work than the youngest cohort has. Hence, part of the problem of low full-time participation may be solved automatically as time goes by and younger cohorts with modern norms and attitudes dominate the labour market.

References

- Andersen, D. et al. 1996. Orlov: Evaluering af Orlovsordninger. (In Danish, Leave Schemes: Evaluation of the Leave Schemes). The Danish National Institute of Social Research.
- Andersen, J. G. 1995. De Ledige Ressourcer: En Analyse af de langtidsledige. (In Danish, The Unemployed Resources: An Analysis of the long-term unemployed). *Mandag Morgen*.
- Blundell, R. and MaCurdy, T. 1999. Labour Supply: A Review of Alternative Approaches, Ch. 27 in O. Ashenfelter and D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics* Vol. 3. Elsevier.
- Browning, M. 1992. Children and Household Economic Behavior. *Journal of Economic Literature* 30, 1434-175.
- Bonke, J. 2002. *Tid og Velfærd*, Socialforskningsinstituttet 02:26.
- C. Christiansen and H. S. Nielsen. 2002. The Educational Asset Market: A Finance Perspective on Human Capital Investment. WP# 02-10, Dept. of Economics, Aarhus School of Business.
- Ejrnæs, M., A. Kunze, N. Smith & M. Verner. 2002. Towards a Family-Friendly Labour Market Policy- A Comparison between Germany and Scandinavian Countries. *IZA-Compact*, October 2002.
- Dex, S., Gustafsson, S., Smith, N. and Callan, T. 1995. Cross-National Comparisons of the Labour Force Participation of Women Married to Unemployed Men. *Oxford Economic Papers*, 47, 611-35.
- Eckstein, Z., and Wolpin, K. I. 1989. The Dynamic Labour Force Participation of Married Women and Endogenous Work Experience. *Review of Economic Studies*, 56, 375-90.
- Eckstein, Z., and Wolpin, K. I. 1999. Why Youth Drop Out of High School: The Impact of Preferences, Opportunities, and Abilities. *Econometrica*, 67, 1295-1339.
- Francesconi, M. 2002. A Joint Dynamic Model of Fertility and Work of Married Women. *Journal of Labor Economics*, vol. 20, 336-80.
- Harmon, C., I. Walker and N. Westergaard-Nielsen, eds. 2001. *Education and Earnings in Europe: A Cross-Country Analysis of the Returns to Education*. Edward Elgar: UK and USA.
- Heckman, J. J. 1979. Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, 47, 153-61.
- Heckman, J. J. 1993. What Has Been Learned About Labour Supply in the Past Twenty Years? *American Economic Review*, 83 (suppl), 116-21.
- Heckman, J. J. and T. E. MaCurdy. 1980. A Life Cycle Model of Female Labour Supply. *Review of Economic Studies*, 47, 47-74.
- Heckman, J. J. and T. E. MaCurdy. 1982. Corrigendum on A Life Cycle Model of Female Labour Supply. *Review of Economic Studies*, 49, 659-60.
- Hersch, J. & L. Stratton. 1994. Housework, Wages, and the Division of Housework Time for Employed Spouses, *American Economic Review, Papers and Proceedings*, Vol. 84, 120-25.
- Hersch, J. & L. Stratton. 1997. Housework, Fixed Effects, and Wages of Married Workers, *The Journal of Human Resources*, Vol. 32, No. 2, pp. 285-307.
- Hyslop, D. R. 1999. State Dependence, Serial Correlation, and Heterogeneity in Intertemporal Labour Force Participation of Married Women. *Econometrica*, 67, 1255-94.
- Jensen, A. M. and M. Verner. 1996. Dagpengenes betydning for omfanget af arbejdsløshed i Danmark. (In Danish: The Effect of Unemployment Benefits on the Amount of Unemployment in Denmark, *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, 134, 238-56.
- Jensen, P. and P. J. Pedersen. 1998. Jobsøgning, mobilitet og fleksibilitet. (In Danish, Job Search, mobility and flexibility). Ch. 10 in N. Smith, red., *Arbejde, Incitament og Ledighed* (In Danish, Work, Incentives and Unemployment). Rockwool Fondens Forskningsenhed, Aarhus Universitetsforlag.
- Keane, M. P. and Wolpin, K. I. 1997. The Career Decisions of Young Men. *Journal of Political Economy*, 105, 473-522.
- Van der Klaauw, W. 1996. Female Labour

- Supply and Marital Status Decisions: A Life-Cycle Model. *Review of Economic Studies* 63: 199-235.
- Nickell, S. J. 1986. Dynamic Models of Labour Demand. Chap. 9 in O. Ashenfelter and R. Layard (eds.), *Handbook of Labor Economics* Vol. I. Elsevier.
- Nielsen, H. S. and M. Rosholm. 1997. Incidence of Unemployment: Identifying Quits and Lay-Offs. *CLS WP* 97-15, Centre for Labour Market and Social Research, Aarhus, Denmark.
- Nielsen, H. S., M. Simonsen & M. Verner. 2004. Does the Gap in Family-Friendly Policies Drive the Family Gap? *Scandinavian Journal of Economics*, 106(4), 721-44.
- OECD (several years), *OECD Labour Force Statistics*.
- OECD. 2005. Female Labour Force Participation: Past Trends and Main Determinants. Labour Force Participation and Economic Growth Workshop, April 2005.
- Pedersen, P. J. 1998. De arbejdsløse – job-søgning og rådighed. Ch. 7 in G. V. Mogenssen, red., *Beskæftiget – Ledig – På efterløns* (In Danish, Employed – Unemployed – Early retirement). Rockwool Fondens Forskningsenhed, Spektrum.
- Rosholm, M. 1998. *Transitions in the Labour Market*. PhD-Series 1998-3. Department of Economics, University of Aarhus.
- Rosholm, M., and Smith, N. 1996. The Danish Gender Wage Gap in the 1980s: A Panel Data Study, *Oxford Economic Papers*, 48, 254-79.
- Smith, N. 1995. A Panel study of labour supply and taxes in Denmark. *Applied Economics*, 27, 419-29.
- Smith, N. red. 1998. *Arbejde, Incitament og Ledighed* (In Danish, Work, Incentives and Unemployment). Rockwool Fondens Forskningsenhed, Aarhus Universitetsforlag.
- Statistics Denmark. 1997. *Arbejdskraftundersøgelse* (In Danish, Labour Force Study). Statistiske Efterretninger 1997:31, Statistics Denmark.

Appendix

Table A1. Estimation results from the dynamic programming model (age 40+).

Parameters	Explanation	Estimates	Std.err.
<i>Participation equation</i>			
α_{11}	Utility of work (1000 DKK)	-119.70	10.20
α_{12}	Utility of work (1000 DKK)	-176.10	11.50
α_2	Experience	-19.47	1.12
α_{20}	Experience = 0	-120.20	587.20
α_3	Consumption (10 ⁶ DKK)	85.70	30.90
α_4	Education = 18	-60.10	2.90
α_{51}	Children 0-2 years	-1.136	2.910
α_{52}	Children 3-6 years	1.673	1.857
α_{53}	Children 7-14 years	1.873	0.877
$\alpha_{6\ 40-44}$	Cohort (1940-44)	0.084	0.975
$\alpha_{6\ 45-49}$	Cohort (1945-49)	-1.738	1.148
$\alpha_{6\ 50-54}$	Cohort (1950-54)	-2.119	1.964
$\alpha_{6\ 55-59}$	Cohort (1955-59)	-8.778	3.409
<i>Wage</i>			
β_{11}	Constant term	4.949	0.050
β_{12}	Constant term	4.581	0.050
β_2	Experience	0.071	0.025
$\beta_{2\ 02}$	Experience 2 + (years)	-0.118	0.030
$\beta_{2\ 05}$	Experience 5 + (years)	0.072	0.014
$\beta_{2\ 010}$	Experience 10 + (years)	-0.006	0.004
$\beta_{2\ 020}$	Experience 20 + (years)	0.001	0.002
β_3	Education = 18	0.401	0.006
δ	Discount rate	0.870	0.028
σ_ε	Std. dev. on structural error term	0.103	0.006
σ_η	Std. dev. on total error term	0.270	0.066
p_{11}		0.233	0.136
p_{12}		0.420	0.121
p_{21}		0.282	0.148
p_{22}		0.064	0.000
Loglikelihood		-569.8	
# observations		2987	
# individuals		308	

Note: Italics indicate significance at a 5%-level.

Bør olieproduktionen i Nordsøen begrænses? – en indledende undersøgelse

Lars Gårn Hansen

Akf, amternes og kommunernes forskningsinstitut, E-mail: lgh@akf.dk

Niels Nannerup

SDU, Økonomisk Institut, Syddansk Universitet, Odense, E-mail: nna@sam.sdu.dk

SUMMARY: This article presents an introductory analysis of the perspectives in promoting relatively cheap foreign carbon dioxide reductions through an active supply policy in international energy markets. Our main result indicates that, from a global perspective, regulatory measures aiming at reducing oil production in the North Sea could be more efficient than traditional demand reducing measures. Although some caution is needed as to clear cut policy implications, the result will hopefully motivate further consideration of supply side regulation for implementation of climate policy.

1. Indledning

Øget beskatning af olieproduktionen i Nordsøen er jævnlige på den politiske dagsorden, og argumenterne herfor er overvejende fordelingsmæssige og statsfinansielle. I regeringens aftale fra efteråret 2003 med A. P. Møller og oliepartnerne i DUC har målsætningen fra regeringens side klart været at øge de statslige *indtægter* fra nordsøolien, hvilket ligeledes var baggrunden for det politiske ønske om en genforhandling fra oppositionen. Hovedpunktet i aftalen er, at statens del af overskuddet fra olie og gas forøges med ca. 20% frem mod 2012, og fra 2012 indtræder staten reelt som medejer af DUC, der som bekendt besidder retten til udvinding af Nordsøolien.¹

Der kan imidlertid også være et hidtil upåagtet miljøargument for at øge oliebeskatningen, som tillige kan have implikationer for, hvordan denne mere præcist bør indrettes. Miljøargumentet udspringer af, at de miljøvirkninger, der søges begrænset

Vi takker akf, SDU og SSF, som har finansieret den medgåede tid. Endvidere takker vi Christian Hjorth-Andersen, Anders Larsen og Jørgen Birk Mortensen for kommentarer til tidligere versioner af papiret. Ansvar for fejl, mangler og misforståelser er naturligvis alene vores.

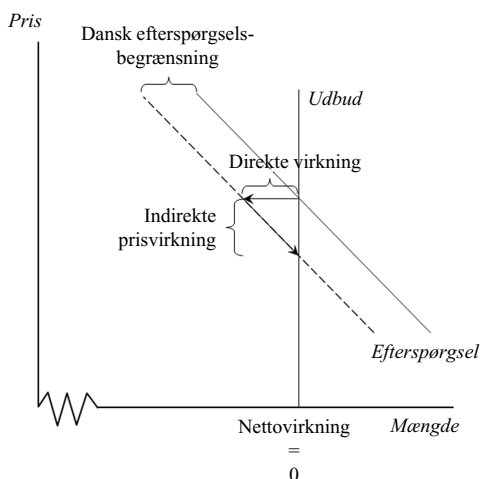
1. En beskrivelse af aftalen kan findes på Energistyrelsens hjemmeside: www.ens.dk under punktet »olie og gas«.

gennem den danske miljøpolitik på CO₂-området, er globale. Det er således den samlede CO₂-udledning på verdensplan, og ikke dens geografiske fordeling, der er afgørende for miljøvirkningerne. Dette indebærer, at såvel Danmarks CO₂-strategi, som den CO₂-strategi, Danmark aftaler med andre lande, naturligt bør fokusere på den globale effekt. Når forskellige virkemidler til begrænsning af CO₂-udledningen skal vurderes, bliver det dermed relevant at inddrage reaktionerne i udlandet (eller de lande, der ikke har tilsluttet sig en international CO₂-aftale) samt at overveje mulighederne for målrettet at påvirke udledningerne i disse lande.

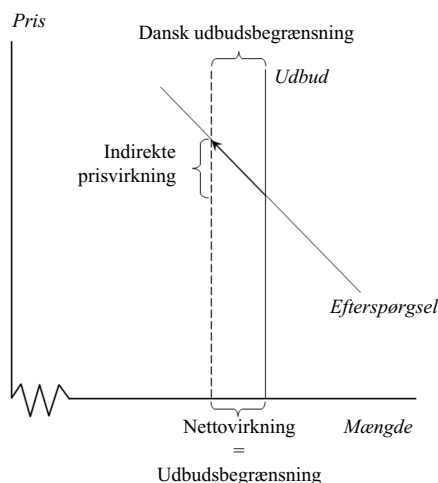
Både i den danske og den internationale CO₂-debat har muligheder for og fordelene ved at udnytte billige CO₂-reduktioner i udlandet været påpeget. I henhold til Kyoto-protokollen tillades det f.eks., at aftalelande kan påvirke udledningerne i lande uden for aftalen gennem internationale mekanismer som »joint implementation«. Således kan aftalelande, der finansierer CO₂-reduktioner i lande uden for aftalen (f.eks. i den tredje verden), få godskrevet disse i forhold til deres egne reduktionsmål. Tankegangen er at udnytte potentialet for omkostningsbesparelser ved at gennemføre reduktioner i lande uden for aftalen, såfremt indsatsen er billigere her. Da klimavirkningen netop er uafhængig af CO₂-reduktionens geografiske placering, sker dette uden at svække miljøeffekten.

I modsætning hertil har der ikke været megen fokus på de *indirekte* påvirkninger, som CO₂-politikken kan have via prisændringer på de internationale brændselsmarkeder. I den danske CO₂-debat, og i analyser af virkningerne af danske energibesparelserprojekter, er det således normen at antage faste verdensmarkedspriser på brændsler som olie og kul og dermed forudsætte, at de indirekte priseffekter er ubetydelige. Da danske energibesparelserprojekter kun medfører en beskedent relativ påvirkning af energiefterspørgslen på verdensmarkedet, kan antagelsen virke naturlig – men i netop denne sammenhæng er den problematisk.

Prisvirkningen af et energibesparelserprojekt på verdensmarkedet for brændsel står altid i forhold til projektets initiale forbrugsændring. Som eksempel (illustreret i figur 1) kan man antage, at olieudbuddet på verdensmarkedet er prisuelastisk. Da vil et projekts initiale forbrugsreduktion (den »direkte virkning« af efterspørgselskurvens forskydning mod venstre i figur 1) føre til, at olieprisen falder indtil det punkt, hvor efterspørgselsstigningen i omverdenen netop neutraliserer den initiale efterspørgselsreduktion (den »indirekte virkning« i figur 1). Selv om den danske CO₂-udledning falder, har projektet ingen virkning på den globale CO₂-udledning og derfor ingen miljøvirkning. I denne situation kunne man derfor overveje i stedet at reducere den danske olieproduktion fra Nordsøen (illustreret i figur 2). Med det forudsatte uelastiske olieudbud vil en dansk udbudsbegrænsning (som angivet i figur 2) få olieprisen på verdensmarkedet til at stige, indtil forbruget i omverdenen netop er faldet, svarende til den danske produktions-



Figur 1. Verdensmarked for olie (efterspørgselsbegrænsning, når udbuddet er uelastisk).



Figur 2. Verdensmarked for olie (udbuds-begrænsning, når udbuddet er uelastisk).

begrænsning (den »indirekte prisvirkning« i figur 2). Selvom den danske CO₂-udledning ikke falder nævneværdigt, svarer virkningen på den globale CO₂-udledning til den initiale produktionsbegrænsning.

Selv om et helt prisuelastisk olieudbud er en ekstrem forudsætning, illustrerer eksemplet, at det er udbuds-/efterspørgselsforholdene på det relevante verdensmarked for energi, der er afgørende for et energibesparelsesprojekts globale CO₂-virkning, uanset om projektet er stort eller lille set i forhold til dette marked. Om end dette for så vidt er indlysende, er der meget lidt opmærksomhed på de indirekte prisvirkninger over brændselsmarkederne i såvel den danske som den internationale CO₂-debat og forskningsindsats. Navnlige er det påfaldende, hvor lidt opmærksomhed der er på mulighederne for at påvirke udenlandske CO₂-udledninger gennem aktivt at påvirke prisdannelse på de internationale brændselsmarkeder. For et olieproducerende land som Danmark (ligesom for en olieproducerende gruppe af lande, som aftaler en fælles CO₂-strategi – f.eks. EU) er det nærliggende at overveje en begrænsning af olieproduktionen som alternativ til projekter, der nedsætter olieforbruget – og måske navnlig som alternativ til joint implementation-projekter, der netop sigter mod at nedsætte olieforbruget i udlandet.²

2. Da Nordsøolieproduktionen udgør en ikke ubetydelig andel af den samlede verdensproduktion (for tiden 12-13% ifølge IEA's hjemmeside (www.iea.org)), er udbuds-begrænsning en reel politikmulighed for EU i forbindelse med internationale CO₂-aftaler.

Den pointe, vi gerne vil understrege, er, at mulighed for at fremme billige CO₂-reduktioner i udlandet gennem en aktiv udbuds politik på energimarkedene bør undersøges forskningsmæssigt – på linje med det store arbejde, der i dag udfoldes i forhold til forskellige direkte påvirkningsmuligheder så som joint implementation. Formålet med denne artikel er at foretage en indledende analyse og diskussion heraf. Mere konkret vil produktionsbeskatning af et fossilt brændsel (olie) i det følgende blive belyst og sammenlignet med den i praksis foretrukne forbrugsbeskatning. Det demonstreres, at en CO₂-politik, der begrænser udbuddet på oliemarkedet, kan være mere omkostningseffektiv i et globalt perspektiv end traditionelle tiltag, der sigter på at begrænse olieefterspørgslen. Men det viser sig også, at det er usandsynligt, at en gruppe af CO₂-aftalelande omkring EU vil foretrække et sådant styringsmiddel, hvis valget alene sker ud fra aftalekoalitionens egeninteresse. Udgangspunktet er en international miljøaftale, hvor kun en del af de forurenende lande har tilsluttet sig, således at de indirekte virkninger af aftalen og såkaldte lækageeffekter uden for aftaleregionen kan analyseres. Samtidig diskuteres det forhold, at oliemarkedet er præget af et oligopolistisk udbud, og tillige vil de fordelingsmæssige forskelle mellem instrumenterne være i fokus som en vigtig kilde til forståelsen af de barrierer, der eksisterer for yderligere inddragelse af udbudssiden i klimapolitikken.

Om end man skal være forsigtig med at drage håndfaste konklusioner på indeværende grundlag, tyder resultaterne på, at udbudsbegrænsning kan være et relevant styringsmiddel i en dansk sammenhæng og for en gruppe af energiproducerende lande, der aftaler at føre fælles CO₂-politik (f.eks. EU). Vi håber dermed at kunne anspore til yderligere undersøgelse af udbudsbaserede styringsmidlers muligheder i CO₂-politikken.

I næste afsnit diskuteres nyere resultater og tilgange i den gren af litteraturen, der fokuserer på miljøreguleringens afledte effekter i omverdenen. I afsnit 3 gives en grafisk præsentation af problematikken og de udledte virkninger af en CO₂-politik, der begrænser olieudbuddet hhv. olieefterspørgslen. Endvidere diskuteres resultaterne i lyset af realistiske antagelser om konkurrenceforhold og markedsandele på oliemarkedet. I afsnit 4 diskuteres vi implikationer og mulige modeludvidelser.

2. Regulering af globale miljøproblemer og lækagevirkninger

Om end der udfoldes store bestræbelser på at etablere internationale aftaler om regulering af CO₂-udledningen, synes det at være et grundvilkår, at man kun opnår delvis dækning, idet der refterer en gruppe af lande, som ikke vil forpligte sig over for verdenssamfundet. Denne gruppe af lande betegnes til tider som »free rider«-lande, fordi de nyder godt af den aftalte CO₂-politik, der jo virker globalt, uden selv at bidrage

hertil. Grossman og Krueger (1991) opstiller en nyttig dekomponering af de *indenlandske* virkninger af økonomisk regulering. For eksempel vil en CO₂-afgift øge prisen på energi i indlandet, og virkningen heraf på indenlandsk forbrug og produktion opdeles i:

- en *teknikeffekt*, der omfatter forbrugernes substitution *væk* fra energiintensive varer og industriens substitution væk fra energiinput (men betinget af hidtidigt produktionsniveau og outputsammensætning og den hidtidige realindkomst),
- en *kompositionseffekt*, der omfatter den ændring i industriens outputsammensætning, der følger af en *mindre* efterspørgsel efter energiintensiv produktion, fordi sådanne goders pris stiger relativt til andre,
- en *skalaeffekt*, der omfatter den *lavere* samlede produktion som følge af indlandets realindkomsttab og forringede konkurrence i forhold til udlandet.

Det er imidlertid velkendt, at miljøregulering, der begrænser udledningen af globalt virkende forurening (som f.eks. CO₂) i »indlandet«, kan have den bivirkning (populært »lækagevirkning«), at udledningen heraf øges i udlandet, hvis samhandlen er liberaliseret.

Grossman og Kruegers dekomponering kan også anvendes i forhold hertil. En CO₂-afgift, der øger prisen på energi og dermed produktionsomkostninger for energiintensive varer i indlandet, vil betyde, at den indenlandske efterspørgsel efter energi falder, og dermed at energiprisen på verdensmarkedet falder. Samtidig vil de udenlandske omkostninger ved produktion af energiintensive varer falde og deres udbud heraf stige. Teknik-, kompositions- og skalaeffekt i udlandet fremstår nu typisk med *modsat* fortegn af virkningerne i indlandet (og netop heraf navnet lækagevirkning). For eksempel vil teknikeffekten i udlandet nu omfatte industriens substitution *mod* energiinput og de udenlandske forbrugeres substitution i forhold til energiintensive varer³ (igen betinget af hidtidigt produktionsniveau, outputsammensætning og realindkomst).

Med udgangspunkt i denne dekomponering har en række nyere studier estimeret de samlede lækagevirkninger af Kyoto-protokollens implementering i lande, der ikke har en CO₂-forpligtelse under protokollen. Barrett (1998) vurderer, at Kyoto-protokollens gennemførelse vil betyde et fald i olieprisen på 6% i forhold til uændret politik i de Kyoto-forpligtede lande. I Kuik og Gerlagh (2003) sammenholdes Kyoto-aftalens lækagevirkninger med den seneste aftale under WTO, Uruguay-runden. I studiet anvendes en multisektor og multiregion generel ligevægtsmodel til at simulere den øgede emission i lande, der står uden for Kyoto-aftalen. Lækagevirkningen ses i forhold til

3. Nettovirkningen af det faldende indenlandske og stigende udenlandske udbud af energiintensive varer er dog ikke entydig.

uændret politik i de Kyoto-forpligtede lande. Dette udgangspunkt sammenholdes med Kyoto-aftalens implementering både med og uden Uruguay-rundens liberaliseringer. Herved fås et estimat for, hvordan den øgede liberalisering af verdenshandlen vil påvirke globale lækagevirkninger. Kuik og Gerlagh (2003) estimerer, at Kyoto-aftalen alene vil skabe en global lækage på 11% af den aftalte reduktion. Tillægges Uruguay-rundens konsekvenser, fås herudover en lækage på 4%,⁴ og dermed en samlet effekt på 15%.⁵ Af denne effekt udgør førnævnte teknikeffekt alene de 13 procentpoint, altså mere end 85% af den samlede lækage. Kuik og Gerlagh finder dermed en ikke ubetydelig lækageeffekt, der primært skyldes substitution i produktionsinput og forbrug afledt af faldende brændselspriser. På tilsvarende generelle ligevægtsmodeller med flere sektorer og regioner simulerer en række andre studier lækagevirkningen primært ved implementering af Kyoto-aftalen, bl.a. Weyant (1999), Paltzev (2001), Burniaux og Oliveira-Martins (1999), Böhringer og Rutherford (2000), Bollen m.fl. (2000). Der anvendes forskellige forudsætninger med hensyn til elasticiteter for udbud og efterspørgsel efter færdigvarer, halvfabrikata og brændsler, hvorfor graden af lækage også varierer mellem studierne – men *teknikeffekten*, forårsaget af brændselsprisfald, er i næsten alle papirer den dominerende årsag til lækage.⁶

Endvidere tager en række teoretiske studier af miljømæssige styringsmidler højde for ufuldkommen konkurrence på markederne, bl.a. i form af et sælgerkartel (som OPEC) eller en monopsonstruktur hos aftagerlandene (f.eks. repræsenterende en koordineret afgiftspolitik på energi i de vestlige aftagerlande).⁷ Omvendt findes kun få studier af styringsmidler, der inddrager lækageeffekter, og af disse fokuserer næsten alle på kom-

4. En række lande vil som følge af Uruguay-rundens liberalisering opleve faldende energipriser på grund af reduktion af importtariffer på energi.

5. Hertil kommer en forøgelse af CO₂-emission på 5,3% hos lande, der er med i Kyoto-aftalen uden at have en bindende forpligtelse, de såkaldte Annex-Ib-lande, som primært er østeuropæiske nationer og de tidligere sovjetstater. Samlet fås således ifølge Kuik og Gerlagh (2003) en lækage på over 20% af Kyoto-aftalens reduktionsforpligtelse.

6. En undtagelse er Burniaux og Oliveira-Martins (1999), der finder, at økonomisk inefficiens i miljøpolitikken i de reducerende lande i høj grad påvirker lækagen i free rider-lande. Således vil f.eks. indførelse af et omsætteligt kvoteprogram blandt Kyoto-aftalens stater kunne bidrage til en væsentligt lavere lækage. Dette indikerer, at kompositionseffekten dominerer i dette studie.

7. Denne litteratur udspringer fra bl.a. Salant (1976) og Newberry (1981). Karp (1984) og Karp og Newberry (1993) viser, at aftagerlande via afgifter kan påvirke salgskartellets »ressourcerente« (overprofit) fra energiudvindingen. Senere artikler, f.eks. Tahvonen (1995), (1996), Wirl (1995), Wirl og Dockner (1995) og Liski og Tahvonen (2004) har med baggrund i dette resultat (og under forskellige forudsætninger med hensyn til udvindingsomkostninger, beskatning og politisk »commitment«) analyseret, hvordan OPEC-landene, med det formål at øge ressourcerenten, med fordel kan reagere strategisk på en international CO₂-beskatning af energi. Afledt heraf beskrives det for aftagerlandene optimale design af beskatningen over tiden. Ud over selve ressourceproblemet tager disse artikler således, som nærværende artikel, højde for markedsreaktioner i analysen af optimal energibeskatning. Denne litteratur ignorerer dog helt vort fokus: velfærds- og miljøimplikationerne af eksistensen af free rider-lande uden påtaget CO₂-begrænsning.

positionseffekten.⁸ Blandt studier der inddrager teknikeffekter, bør to papirer fremhæves: Anderson og McKibbin (2000) og Golombek m.fl. (1995). I det første papir undersøges konsekvenserne af at reducere subsidier til kulproduktion som alternativ til beskatning af energiefteerspørgere. Analysen påpeger en global velfærdsforøgelse ved reduktion af subsidier. Pointen er, at sådanne tiltag, ud over miljøvirkningen også vil mindske subsidiernes globale produktionsforvridning. Dette studies tilgang er dog væsentligt anderledes end det nærværende. Golombek m.fl. (1995) opstiller en teoretisk model med lignende grundantagelser som nærværende artikel med en ukomplet miljøaftale og lækageeffekter. Analysen betragter dog ikke de globale velfærdskonsekvenser af aftalelandes intervention, men introducerer flere forurenende brændsler og fokus for analyserne er, hvorvidt aftalelande med fordel kan differentiere en forbrugsskat over energiarterne.

3. En analyse af CO₂-politik på oliemarkedet

I dette afsnit gives en grafisk præsentation og sammenligning af forbrugs- og udbudsregulering på oliemarkedet under tilstedeværelse af free rider-lande. Den følgende simple ramme formår rent kvalitativt at demonstrere de grundlæggende forskelle med hensyn til efficiens- og fordelingseffekter under begge reguleringsformer. Efterfølgende diskuteres en teoretisk model af oliemarkedet, der har udgangspunkt i mere realistiske antagelser om konkurrencestrukturen på oliemarkedet.

Der ses bort fra den traditionelle ressourceøkonomiske problemstilling vedrørende en optimal tidsmæssig fordeling af udnyttelsen af den ikke-fornybar olieressource. En stor del af den teoretiske litteratur, der forholder sig til oliemarkedet, analyserer dette spørgsmål i dynamiske modeller. Udgangspunktet her er et andet, idet miljøpolitikens ambition netop er, at fossile brændsler på grund af drivhuseffekten skal udfases, inden de opbruges. Dermed bliver behovet for at optimere den tidsmæssige fordeling af olieforbruget sekundært i forhold til at fastlægge, hvor meget, og med hvilke styringsmidler, det samlede olieforbrug skal begrænses. Fraværet af dynamik forsimpler problemstillingen og bevirker, at analysen fokuserer på det primære miljøreguleringsproblem.

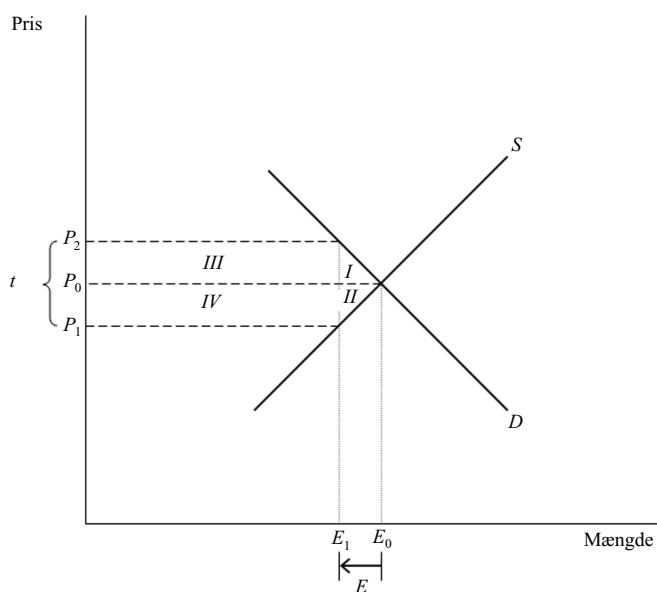
8. Der findes et par teoretiske studier af kompositionseffekten. Copeland og Taylor (1997) viser, at hvis energi og kapital er komplementære, vil øget frihandel kunne mindske forureningen i »free rider«-regionen – idet frihandel i deres model fører til øget produktion af forurenende kapitalintensive goder i de regulerede lande, mens free rider-landene øger produktionen af rene arbejdskraftintensive goder. Hoel (1996) opererer med varierende energiintensivitet i industrisektorer og viser, at det kan være globalt velfærdsforøgende, at aftalelande differentierer en CO₂-skat mellem sektorer for derved at reducere kompositions-lækage. Endelig har de afledte CO₂-virkninger af importeret vareforbrug (f.eks. elimport) været analyseret i flere empiriske danske bidrag, se bl.a. Munksgaard og Pedersen (2001). Der peges på, at CO₂-virkningen af en politik, der reducerer dansk produktion af energiintensive varer, vil være begrænset, hvis den danske efterspørgsel efter de pågældende varer opretholdes og tilfredsstilles gennem øget udenlandsk produktion. I stedet for regulering af produktionen foreslås regulering af forbruget for derved at undgå kompositions-lækage.

I den grafiske fremstilling hersker der fuldkommen konkurrence på oliemarkedet. Der skelnes mellem aftalelande og free-rider lande, der begge omfatter såvel olieproducenter som -forbrugere. Aftalelandene er lande, der, via en international aftale, har forpligtet sig til at reducere udledning af CO₂ fra fossile brændsler. Free rider-lande står uden for aftalen og har ikke påtaget sig en CO₂-forpligtelse. I diskussionen inddrages både den globale velfærd og aftalelandenes velfærd med det formål at afdække et manglende incitament for aftalelandene til at planlægge globalt, når en aftale implementeres.

Denne tilgang til problematikken kræver uddybning. Det kan således diskuteres, hvad der er målsætningen i forbindelse med en miljøaftale, og desuden om den opfyldes, når aftalen implementeres rent politisk på nationalt niveau. På det visionære plan kan Kyoto-aftalens målsætning med rimelighed udtrykkes som en maksimering af den globale velfærd under den restriktion, at den globale CO₂-emission ikke overstiger et aftalt maksimum. Det fremgår både af Kyoto-protokollens artikel 2 og 3 og af det internationale klimapanel UNFCCC's retningslinjer, at også velfærdsmæssige og fordelingsmæssige konsekvenser for free rider-landene (som hovedsagelig er udviklingslande) inddrages, når Kyoto-aftalens emissionskrav implementeres. Disse retningslinjer kan også tolkes som tiltag til sikring af, at klimapolitikken efterlever det internationale samfunds krav om global økonomisk bæredygtighed og lighed i planlægningen. Af flere årsager er det dog langt fra givet, at den anførte målsætning tilstræbes i praksis. Dels implementeres miljøaftalen decentralt på nationalt niveau, hvor landene har frie beføjelser for de reguleringsmæssige tiltag. Dels kan man heller ikke se bort fra, at de lande, der deltager i en klimaaftale, også primært fokuserer på deres egen velfærd, når aftalekoalitioner på miljøområdet indgås. På linje med hovedparten af de teoretiske arbejder om aftalekoalitioner på miljøområdet vil vi derfor også undersøge implikationerne, hvis aftalegruppen fokuserer på deres egen velfærd, når målsætninger og regulerings tiltag fastlægges.⁹

I figur 3 er indledningsvis illustreret en situation, hvor samtlige lande har en CO₂-forpligtelse, og hvor der således ikke er free rider-lande. I dette tilfælde er det velkendt, at virkningerne af forbrugs- og produktionsregulering er ensartede under fuldkommen konkurrence. I figuren er angivet verdensefterspørgsel og udbud af olie, markeret hhv. D og S . Hvis samtlige lande enes om en global emissionsreduktion på ΔE fra E_0 til E_1 , kan dette gennemføres ved at pålægge samtlige forbrugere en afgift på t eller ved at pålægge samtlige producenter at betale samme afgiftssats. I begge tilfælde

9. Man kan dog hævde, at dette fokus stadig er en tilsnigelse – til trods for mekanismer så som emissionshandel, der øger omkostningseffektiviteten mellem lande. Dette fordi de politiske bestræbelser på nationalt niveau retter sig mod opfyldelse af en national restriktion for emission, og alene af denne grund vil lande være tilbøjelige til at fravælge beskatning af egen energiproduktion. Vi vælger dog at ignorere dette aspekt og betragter det som led i en problemstilling om manglende intern koordinering mellem aftalenationer.

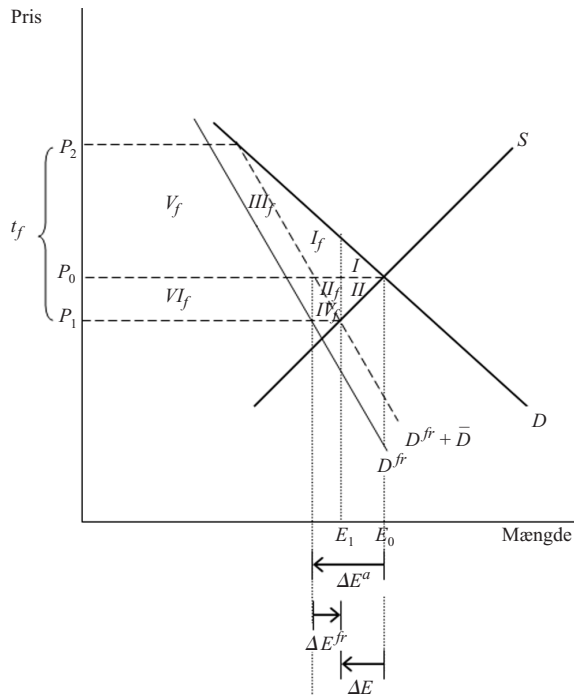


Figur 3. Forbrugs- og produktionskat når aftalekoalitionen omfatter alle lande.

opnås den aftalte reduktion ved det mindst mulige globale velfærdstab (svarende til dødvægtstabet fra beskatning på arealet $I+II$). Forbrugerne oplever et tab i konsumentoverskud på $I+III$ og producenterne et tab i producentoverskud på $II+IV$. Endelig opnås et skatteprovenu på $III+IV$. Figur 3 illustrerer, at der hverken i forhold til efficiens eller incidens er nogen principiel forskel på forbrugs- og produktionsbeskatning, når alle lande er omfattet af en international aftale. Hvis nogle lande derimod er »free rider« (og forbrugs-/produktionsafgifter derfor kun implementeres delvist) bliver begge instrumenter *imperfekte* i den forstand, at ingen af dem minimerer det globale velfærdstab. Det bliver derfor relevant at spørge, hvilket instrument der er »mindst ringe«.

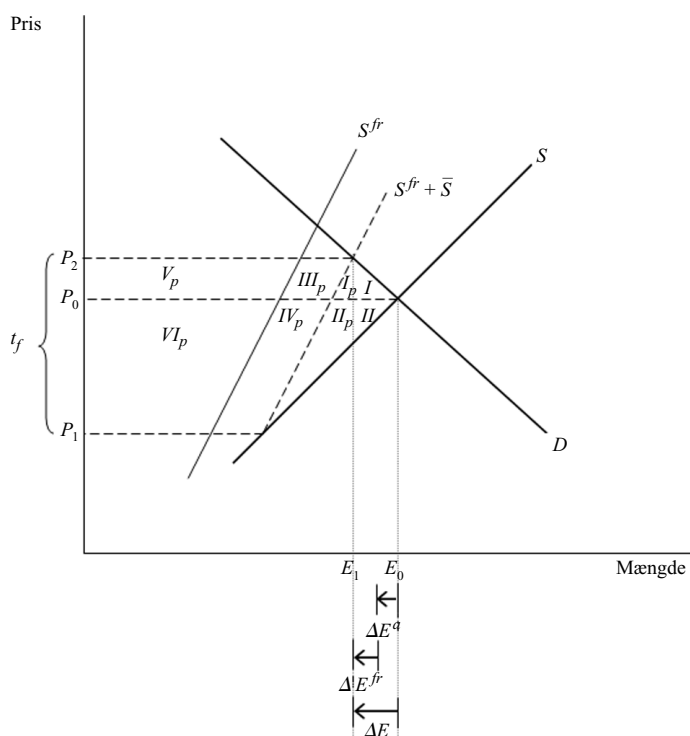
Figur 4 og 5 illustrerer virkningerne af de to instrumenter under free riding med fokus på, hvad der ovenfor betegnes *tekniklækage* – altså det forhold, at reduceret olieforbrug (eller produktion) blandt aftalelandene vil påvirke verdensmarkedsprisen på olie og dermed *indirekte* påvirke free rider-landenes olieforbrug og -produktion. Vi foretager en sammenligning af de to styringsinstrumenter med udgangspunkt i, at aftalelandenes overordnede målsætning er en global reduktionsmængde af samme størrelsesorden som i figur 3 (ΔE).

I sit udgangspunkt svarer figur 4 til figur 3, idet den samlede olieefterspørgsel (D -kurven) dog opdeles således, at olieefterspørgslen fra free rider-landene angives ved D^{fr} -kurven og aftalelandenes forbrug ved en given pris kan aflæses som forskellen mellem kurverne: $D - D^{fr}$. For at nå den overordnede målsætning om en global reduk-



Figur 4. Forbrugsskat når aftalekoalitionen ikke omfatter alle lande.

tionsmængde på ΔE implementeres en intern begrænsning af olieforbrugernes efterspørgsel i aftalelandene ved hjælp af en forbrugsafgift. I figur 4 angiver den stiplede linje den samlede markedsefterspørgsel under antagelse af, at aftalelandene ved hjælp af en forbrugsafgift for enhver markedspris sikrer, at det interne forbrug ikke overstiger niveauet \bar{D} (netop den efterspørgsel hos aftalelandene, der sikrer, at den samlede olieefterspørgsel falder med ΔE). Denne linje udtrykker altså $D^{fr} + \bar{D}$ og svarer til en parallelforskydning af D^{fr} -kurven for de prisniveauer, hvorunder den politiske målsætning er *bindende*. Hvis den indenlandske målsætning \bar{D} implementeres, falder aftalelandenes efterspørgsel med ΔE^a , men samtidig *falder* verdensmarkedsprisen på olie fra P_0 til P_1 , hvilket er årsag til lækagevirkningen i free-rider-landene af størrelsesordenen ΔE^{fr} . Aftalelandene skal altså på grund af dette prisfald reducere mere, end hvad der svarer til den globale reduktion på ΔE , fordi free rider landene øger deres olieforbrug. Størrelsen af den nødvendige forbrugsskat i aftalelandene fremgår også af figuren: Givet verdensmarkedsprisen P_1 bliver forbrugerprisen i aftalelandene inkl. beskatning ($P_1 + t_f$) på det niveau, der netop skaber en intern efterspørgsel i disse lande på \bar{D} .



Figur 5. Produktionsskat når aftalekoalitionen ikke omfatter alle lande.

De velfærds- og fordelingsmæssige konsekvenser af forbrugsbeskatningen følger umiddelbart som tab/gevinster i forbruger-/producentoverskud opgjort på vanlig vis som arealer afgrænset af de relevante udbuds-/efterspørgselskurver og prislinjer. Det samlede tab i global velfærd opgøres umiddelbart som faldet i konsument- og producentoverskud ved skiftet fra efterspørgselskurven D til den begrænsede efterspørgselskurve $D^{fr} + \bar{D}$. Tabet svarer til dødvægtstabet fra figur 3: $I+II$ plus arealerne I_f+II_f , der afspejler, at styringsinstrumentet er imperfekt og dermed ikke minimerer dødvægtstabet. Dette tab dækker imidlertid over betydelige omfordelinger blandt de agenter, der repræsenteres i figuren. Tabet i konsumentoverskuddet i aftalelandene bliver $I + I_f + III_f$, mens skatteprovenuet i aftalelandene bliver på $III_f + IV_f$. Stigningen i konsumentoverskud i free rider-landene bliver VI_f , og det samlede tab i producentoverskud til olieproducenterne bliver $VI_f + IV_f + II_f + II$.

I figur 5 illustreres en tilsvarende situation med free rider-lande, hvor den globale reduktion på ΔE implementeres ved at beskatte olieproduktionen i aftalelandene. Ligesom ovenfor svarer figur 5 til figur 3, hvor dog olieudbuddet i free rider-landene illustreres ved kurven S^{fr} , således at aftalelandenes produktion, uden regulering, ved en

given pris svarer til $S - S^r$ på figuren (parallelt med opdelingen af efterspørgselskurven i figur 4). For at nå den overordnede målsætning om en global reduktionsmængde på ΔE , implementeres en intern udbudsbegrænsning i forhold til aftalelandenes olieproducenter ved hjælp af en produktionsafgift. Den stiplede linje angiver det samlede olieudbud, når aftalelandene for enhver markedspris sikrer, at det interne udbud ikke overstiger niveauet \bar{S} (der netop sikrer, at det samlede olieforbrug falder med ΔE). I modsætning til ovenfor medfører udbudsreguleringen i aftalelandene nu, at verdensmarkedsprisen *stiger* fra P_0 til P_2 , hvilket betyder en indirekte reduktion af olieforbruget i free rider-landene – altså en »negativ« lækageeffekt. På figuren kan efter-skat-prisen for aftalelandenes producenter nu findes ved det prisniveau, der på S -kurven netop vil give et udbud for aftalelandene svarende til den fastlagte kvote. Som det fremgår, er den globale reduktion i figur 5 den samme som i figur 3 og 4, men fordelingen mellem landene er helt anderledes: Aftalelandene kan nu nøjes med at reducere mindre end den samlede reduktion, fordi free rider-landene på grund af olieprisstigningen også bidrager til reduktionen.

Som i figur 4 fremstår de velfærds- og fordelingsmæssige konsekvenser, hvor det samlede tab i global velfærd bliver $I+II+I_p+II_p$ (det oprindelige dødvægtstab fra figur 3 plus mertabet ved det imperfekte instrument) og det samlede tab i konsumentoverskud bliver $I+I_p+III_p+V_p$. Gevinst i producentoverskud til free rider-landenes producenter bliver på V_p , mens tabet i producentoverskud i aftalelande er på $II+II_p + IV_p$ og skatteprovenu i aftalelandene er $III_p + IV_p$.

Velfærdsmæssig sammenligning af instrumenter

Det fremgår af figurerne, at det globale velfærdstab er større i både figur 4 og figur 5 (når reguleringen kun sker i aftalelandene) end tabet i figur 3 (hvor reguleringen gennemføres i alle lande). Det fremgår også, at skattesatserne ved imperfekt regulering (figurerne 4 og 5) er større end i figur 3 – fordi satserne må stige for at kompensere for det udhulede skattegrundlag.

Sammenlignes effizienz af forbrugs- og produktionsregulering ud fra en global velfærdsmålsætning, følger det umiddelbart, at produktionsbeskatning foretrækkes frem for forbrugsbeskatning, hvis

$$\begin{aligned} I + I_f + II + II_f &> I + I_p + II + II_p \\ &\Leftrightarrow \\ I_f + II_f &> I_p + II_p \end{aligned}$$

d.v.s. hvis tabet ved forbrugsregulering er større end tabet ved produktionsregulering.

I et underliggende arbejdsrapport, Hansen og Nannerup (2004), analyseres en model, der svarer til ovenstående problemstilling, men med imperfekt konkurrence på olie-

markedet.¹⁰ Oliemarkedet i modellen er karakteriseret ved oligopolistisk Nash-Cournot udbudsadfærd og dermed overnormale profitter på udbudssiden – hvilket afspejler centrale træk ved nutidens globale oliemarked.¹¹ I forhold til velfærdsopgørelserne i figurerne ovenfor medfører strukturen med imperfekt konkurrence, at en del af producentdødvægtstabet i figurerne bliver til tabt overnormal profit (med omfordelings-effekt men ingen velfærdseffekt). De oligopolistiske udbudsforhold betyder, at kun en del, ($\alpha < 1$) af arealerne II , II_f og II_p skal medregnes som velfærdseffekt (resten er omfordeling via ændrede oligopolprofitter) – og jo større markedsindflydelsen er, desto mindre er andelen α . Under imperfekt konkurrence bliver sammenligningsgrundlaget derfor:

$$\begin{aligned} I + I_f + \alpha(II + II_f) &> I + I_p + \alpha(II + II_p) \\ &\Leftrightarrow \\ I_f + \alpha II_f &> I_p + \alpha II_p \end{aligned}$$

Betragtes figurerne 4 og 5 ses, at I_f -er det dominerende tabsbidrag ved forbrugsbeskatning, mens tabsbidraget II_p er det dominerende ved produktionsbeskatning. Nash-Cournot udbudsadfærd trækker dermed i retning af at reducere tabet ved produktionsbeskatning i forhold til tabet ved forbrugsbeskatning.¹² Policy-implikationen bliver dermed, at man ud fra et globalt velfærds-kriterium ikke kan udelukke, at aftalelan-

10. Udgangspunktet i modellen er som ovenfor en region af samarbejdende lande og en region af free rider-lande uden CO₂-politik. Der betragtes et givet antal identiske producenter med konstante marginale udvindingsomkostninger for energiressourcen. Ligeledes antages en given fordeling af producenter på aftalelande og free rider-lande. Tilsvarende antages et antal identiske forbrugere med given fordeling på regionerne. I analysen sammenlignes de velfærdsmæssige konsekvenser ved en afgiftspålæggelse på enten produktion eller forbrug inden for aftalelandene med henblik på en fastlagt reduktion i den globale emission.

11. En række studier peger på, at oliemarkedet ikke er karakteriseret ved fuldkommen konkurrence. Et velunderbygget nyere empirisk studie i Alhaji og Heutner (2000) finder, at Saudi Arabien er markedsledende, mens en række andre udbydende stater bør opfattes som en såkaldt »competitive fringe«, dvs. de tager olieprisen som givet og agerer som i en fuldkommen konkurrencesituation.

12. I Hansen og Nannerup (2004) vises faktisk, at hvis marginalomkostningerne ved olieproduktion er konstante, vil produktionsbeskatning altid føre til et lavere tab i global velfærd end forbrugsbeskatning, når en given emissionsmålsætning skal implementeres. Intuitionen for dette modelresultat er, at en skat på en del af producenterne ikke skaber forøget inefficiens i sektoren under ens og konstante marginalomkostninger. Modsat vil intervention i markedet via en forbrugsskat i aftalelandene skabe en global ineffektiv allokering af forbruget, fordi de identiske forbrugere ikke har konstant, men faldende marginalnytte af energiforbrug. I kontrast hertil finder analysen videre, at aftalelande typisk vil pådrages det største velfærdstab, hvis der indføres en skat på produktion, hvorfor de således har et nationalt incitament til at vælge forbrugsbeskatning. I lyset af de empiriske indikationer for produktionslederskab i oliesektoren skal det også nævnes, at det omtalte resultat inden for modellens rammer er robust over for en Stackelberg-leder-konkurrencestruktur i modellen. Antages det således, at free rider-landene (eller en del af disse) indtager en Stackelberg-leder-rolle i oliemarkedet, og de øvrige aktører tager lederens udbud for givet og herefter konkurrerer på Cournot-vis, vil en forbrugsafgift stadig være at foretrække for aftaleregionen, mens en produktionsafgift stadig medfører de laveste globale velfærdsomkostninger, når en given reduktion i global emission skal opnås.

denes målsætning implementeres mest efficient med en produktionsafgift – og på energimarkeder som olie, der er karakteriseret ved konkurrencebegrænsende forhold, er dette endog sandsynligt.

Selv om det globale velfærdskriterium fremhæves i klimaaftalerne, kan man ikke udelukke, at det er aftalelandenes egen velfærd, der i realiteten er afgørende for f.eks. styringsmiddelvalget. Fra figur 4 bliver velfærdstabet for aftalelandene lig tabet i konsumentoverskud og producentoverskud fratrukket skatteprovenuet. Hvis aftalelandenes andel af olieproduktionen er β , bliver aftalelandenes velfærdstabet ved forbrugsbeskatning $I + I_f - IV_f + \beta(II + II_f + IV_f + VI_f)$. Tilsvarende fås fra figur 5, at hvis aftalelandenes andel af verdensforbruget af olie er δ , vil aftalelandenes velfærdstabet ved produktionsbeskatning blive $II + II_p - III_p + \delta(I + I_p + III_p + V_p)$. Hvis aftalelandenes egen velfærd således er styrende for deres valg, vil de dermed foretrække en forbrugsskat, hvis:

$$I + I_f - IV_f + \beta(II + II_f + IV_f + VI_f) < II + II_p - III_p + \delta(I + I_p + III_p + V_p)$$

Da indkomstfordelingerne (arealerne III , IV , V og VI) normalt dominerer, kan denne situation opstå, selv om $I_f + \alpha II_f > I_p + \alpha II_p$, hvor produktionsskatten foretrækkes ud fra et globalt perspektiv. Endvidere vil en situation, hvor aftalelandenes andel af olieproduktionen β er lille, mens landenes andel af olieforbruget δ er stor, netop trække i retning af, at forbrugsskatten foretrækkes som styringsmiddel. Dette forhold synes at afspejle den aktuelle klimaaftale, der primært forpligter rige industrialiserede lande (USA og Australien undtaget), med en relativt stor andel af verdensforbruget af olie, og en relativt lille andel af olieproduktionen. Samtidig er der netop blandt disse lande et helt dominerende fokus på efterpørgselsbegrænsende styringsmidler.

Fordelingsmæssige forskelle mellem instrumenter

Det er værd at bemærke, at de to styringsmidlers fordelingsmæssige konsekvenser tværnationalt og mellem forbrugere/producenter er vidt forskellige. Den prisreaktion, der afledes af en forbrugsafgift, er som helhed til ulempe for alle producenter (der oplever faldende priser) og forbrugere i aftalelandene (der oplever stigende priser på grund af beskatning), men til fordel for »free riders« forbrugere. Det er klart, at prisfaldet må ramme verdens nationer vidt forskelligt afhængig af energiproduktets betydning for den nationale økonomi. Netop fordelingsvirkningerne af de olieprisfald, som Kyoto-aftalen vil medføre, har vakt bekymring, fordi en række udviklingslande er yderst afhængige af olieeksport. Dette gælder i udpræget grad økonomierne i Indonesien, Venezuela og en række lande i Mellemøsten og Afrika. Disse lande vurderes til

at være de hårdest ramte på producentsiden, hvis Kyoto-aftalens efterspørgselsbegrænsende tiltag realiseres over de kommende år.¹³

Modsat er den prisforhøjende virkning af en produktionsafgift til gavn for free riderlandenes producenter og dermed de ovenfor nævnte olieproducerende lande. Omvendt er en produktionsafgift til ulempe for alle forbrugere (der oplever stigende priser) og aftalelandenes producenter (der oplever faldende priser på grund af beskatning). Det er ofte fremhævet, at energiproducenterne i bl.a. EU udøver en meget stærk indflydelse på klimapolitikens udformning. Nærværende overvejelser indikerer således også, at aftalelandenes energiproducenter har meget på spil, hvad angår landenes instrumentvalg. Man kan derfor forestille sig, at et oplæg om større strategisk satsning på udbudsstyring i aftalelandene vil møde modstand fra producentside. Det er således også oplagt, at forskellen i fordelingsmæssige konsekvenser instrumenterne imellem indgår som endnu en vigtig faktor i forståelsen af reguleringsindsatsens placering i klimapolitikken.

4. Konklusioner og implikationer

Det centrale resultat er relativt klart: Under realistiske antagelser om markedsstruktur og fordeling af markedsandele regionerne imellem peger vores analyser på, at en produktionsafgift kan være det bedste styringsmiddel i forhold til en målsætning om at maksimere global velfærd, mens det for en gruppe af vestlige lande (f.eks. Kyoto-aftalelandene, EU-landene eller Danmark alene), der gennem CO₂-politikken ønsker at maksimere egen velfærd, er bedst at anvende forbrugsafgiften.

Analysen ovenfor inddrager den dominerende lækagetype (*tekniklækage*), men der er også forsimplende antagelser. Bl.a. omfatter betragtningerne alene oliemarkedet og ikke CO₂-belastende energisubstitutter som kul og gas, og der er endvidere antaget konstante og ens marginale produktionsomkostninger for alle producenter.

De manglende markeder for nære CO₂-belastende energisubstitutter er som sådan ganske restriktive. Imidlertid har vi foretaget en sammenligning af instrumenter under antagelse af, at den *samme* reduktion af det globale olieforbrug skal opnås. Omend fordelingen af forbrugsreduktionen på regioner varierer mellem styringsmidlerne, er det ikke urealistisk at forvente nogenlunde parallelle substitutionseffekter i forhold til andre energityper og dermed nogenlunde parallelle indirekte CO₂-virkninger. Rangordenen efter omkostningseffektivitet er derfor formodentlig robust over for indirekte CO₂-virkninger, men forsimpelingen udgør et forbehold i forhold til resultaterne, og dermed ligger der også heri et emne for en nyttig udvidelse i en fremtidig analyse.

13. For en nærmere belysning heraf kan henvises til Babiker og Jacoby (1999), som under varierende policy-scenarier vurderer konsekvenserne af Kyoto-aftalen for verdens olieproducenter i en multiregional generel ligevægtsmodel for verdensøkonomien.

Det centrale resultat giver en ny vinkel på diskussionen om beskatning af Nordsø-olien, som indledte papiret. Hvis dansk CO₂-politik tilrettelægges ud fra et globalt velfærdskriterium, er der et overset *miljøargument* i forhold til beskatning af Nordsø-olien, der eventuelt kunne begrunde højere beskatning end den, der gælder i dag. Primært indikerer argumentet dog andre principper for beskatningens udformning end den nuværende. Lidt firkantet sagt har et vigtigt hensyn ved udformningen hidtil (jf. statens aftale fra efteråret 2003 med A. P. Møller og oliepartnerne i DUC, se fodnote 1) været at undgå at generere forvriddende incitament for indvinding og efterforskning. Miljøargumentet vil imidlertid implicere en afgift, der i et vist omfang begrænser incitamentet til indvinding. Det statslige medejerskab, der er aftalt fra 2012, giver således (formodentligt) en statslig indtægt, der ikke ændrer de *marginale* økonomiske incitament med hensyn til produktionens størrelse, hvilket er i tråd med det gældende ikke-forvriddingshensyn. Modsat vil et miljøargument implicere en højere produktions- eller kulbrintebeskatning, der vil tilskynde at begrænse indvindingen og dermed foranledige en positiv global miljøeffekt.

Selv om resultaterne skal tages med forbehold, illustrerer den simple modelramme, at der kan være et hidtil upåagtet potentiale for at føre CO₂-politik via produktionsbegrænsende tiltag frem for som hidtil gennem en forbrugsbegrænsende politik. Artiklens primære formål er således at anspore til yderligere undersøgelse af udbudsbaserede styringsmidler i CO₂-politikken. Det kunne for eksempel være relevant at analysere en model med en mere nuanceret trækstruktur, der giver mulighed for modreaktioner fra omverdenen ved miljøpolitiske tiltag. Her kunne både olieproducenter og politiske beslutningstagere i free rider-regionen introduceres som spillere og betydningen af eventuelle asymmetriske udenlandske reaktioner på producent- og forbrugsbeskatning analyseres. De simple betragtninger i sektion 3 over instrumenternes fordelingsmæssige konsekvenser antydede endvidere en forventelig hård modstand fra aftalekoalitionens olieindustrier mod forøget udbudsregulering inden for en aftalekoalition. Yderligere af-dækning af disse fordelingsaspekter under forskellige policy-scenarier kunne også fortjene opmærksomhed i fremtidige studier.

Litteratur

- Alhajji og D. Heutner. 2000. OPEC and World Crude Oil Markets 1973-1994: Cartel, Oligopoly or Competitive? *The Energy Journal* 21 (3).
- Anderson, K. og W. J. McKibbin. 2000. Reducing Coal Subsidies and Trade Barriers: Their Contribution to Greenhouse Gas Abatement. *Environment and Development Economics* 5, 457-81.
- Babiker, M. og H. Jacoby. 1999. Developing Country Effects of Kyoto-type Emission Restrictions. I *Proceedings of IPCC Expert Meeting On Economic Impact of Mitigations Measures*, Working Group III., UNEP.
- Barrett, S. 1998. Political Economy of the Kyoto Protocol, *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 14, nr. 4.
- Bollen, J., T. Manders og H. Timmer. 2000. *Decomposing Carbon Leakage*, Third An-

- nual Conference on Global Economic Analysis, June 27-30, Melbourne.
- Burniaux, J.-M. og J. Oliviera-Martins. 1999. Carbon Emission Leakage: A General Equilibrium View ECO/WKP. (2000)15, *Economics Department Working Paper* nr. 242, Paris, OECD.
- Böhringer C. og T. F. Rutherford. 2000. *Decomposing the Costs of Kyoto: A Global CGE Analysis of Multilateral Policy Impacts*, Paper presented to the Tenth Annual Conference of the EAERE, Crete.
- Copeland, B. R. og M. S. Taylor. 1997. A Simple Model of Trade, Capital Mobility, and the Environment, *NBER Working Paper* 5898. Cambridge.
- Fisher, A. C. 1981. *Resource and Environmental Economics*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Grossman, G. M og A. B. Krueger. 1991. Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement, *Cambridge NBER Working Paper*.
- Golombek, R., C. Hagem og M. Hoel. 1995. Efficient incomplete international climate agreements, *Resource and Energy Economics* 17, s. 25-46.
- Hansen, L. G. og N. Nannerup. 2004. *Bør Olieproduktionen i Nordsøen begrænses – en indledende undersøgelse*. SØM-publikation nr. 53, AKF Forlaget, København.
- Hoel, M. 1996. Should a carbon tax be differentiated across sectors? *Journal of Public Economics* 59, s. 17-32.
- IEA, International Energy Agency. 2001. *Monthly Oil Market Report*. Juni 2001.
- Karp, L. 1984. Optimality and Consistency in a Differential Game With Nonrenewable Resources, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 8, s. 73-98.
- Karp, L. og D. Newberry. 1993. Intertemporal Consistency Issues in Depletable Resources, i: A. V. Kneese, J. L. Sweeney. eds., *Handbook of Natural Resource and Energy Economics* Vol III, North Holland, Amsterdam.
- Kuik, O. og R. Gerlagh. 2003. Trade liberalization and Carbon Leakage, *The Energy Journal*, Vol. 24, nr. 3.
- Liski, M. og O. Tahvonen. 2004. Can Carbon Tax Eat OPEC's rents? *Journal of Environmental Economics and Management* 47, s. 1-12.
- Munksgaard, J. og K. A. Pedersen. 2001. CO₂ accounts for open economies: producer or consumer responsibility? *Energy Policy* 29, s. 327-34.
- Newberry, D. M. G. 1981. Oil Prices, Cartels, and the Problem of Dynamic Inconsistency, *The Economic Journal*, 91, s. 617-46.
- Paltzev, S. V. 2001. The Kyoto Protocol: Regional and Sectoral Contributions to the Carbon Leakage, *The Energy Journal* 22(4), s. 53-79.
- Pindyck, R. S. 1978. The Optimal Exploration and Production of Nonrenewable Resources, *Journal of Political Economy*, 86, s. 841-61.
- Salant, S. W. 1976. Exhaustible Resources and Industrial Structure: A Nash-Cournot Approach to the World Oil Market, *Journal of Political Economy*, 84, s. 1079-93.
- Stiglitz, J. E. 1976. Monopoly and The Rate of Extraction of Exhaustible Resources, *American Economic Review*, 66. s. 655-61.
- Stiglitz, J. E. og P. Dasgupta. 1982. Market Structure and Resource Depletion: A Contribution to the Theory of Intertemporal Monopolistic Competition, *Journal of Economic theory*, 28, s. 128-64.
- Tahvonen, O. 1995. International CO₂ Taxation and the Dynamics of Fossil Fuel Markets, *International Tax and Public Finance* 2, s. 261-78.
- Tahvonen, O. 1996. Trade with Polluting Nonrenewable Resources, *Journal of Environmental Economics and Management* 30, s. 1-17.
- Wirl, F. 1995. The Exploitation of Fossil Fuels under the Threat of Global Warming and Carbon Taxes; a Dynamic Game Approach, *Environment and Resource Economics* 5, s. 333-52.
- Wirl, F. og E. Dockner. 1995. Leviathan Governments and Carbon Taxes: Costs and Potential Benefits, *European Economic Review* 39, s. 1215-36.
- Weyant, J. P., red. 1999. The Costs of the Kyoto Protocol: A Multi Model Evaluation, *The Energy Journal, special issue*.

Regional omfordeling: konsekvenser af kommunalreformen

Carsten Lynge Jensen

Akf, amternes og kommunernes forskningsinstitut, E-mail: clj@akf.dk

SUMMARY: The article estimates the distributional consequences of the Danish equalisation system, and a decomposition of the distributional effects into individual components is carried out. Municipalities and regions that stand as the main gainers or losers of amalgamation reform are identified based on the assumption that the equalisation system remains unchanged. The result shows that the absolute largest redistribution among the municipalities is made on the basis of differences in income whereas equalisation due to municipal expenses is limited. In addition, state subsidy is to a limited extent used for redistribution by subsidising municipalities with a low level of income. However, amalgamations will reduce the number of municipalities that are entitled to receive state subsidies because of a poor income level (§18 subsidy). The total reduction of the §18 subsidy is 415 million DKK, and it especially affects municipalities that are among the poorest when measuring by an indicator for the relation between income and expenditure. Another effect of the reform arises because the principle that all municipalities are assigned an identical basic amount is maintained when calculating the expenditure needs. As a consequence this reduces the payment to amalgamated municipalities, but at the same time these municipalities will be able to realise synergetic profits through the amalgamations. The effect of the financial and equalisation system reduces the financial transfers to the non-metropolitan areas, and in particular the counties of Sønderjylland, Viborg and Vestsjælland stand to lose a lot. However, the total effect of the reform for the individual municipality depends critically on to which extent the amalgamated municipalities are able to realise the synergetic profits.

1. Indledning

Forskelle i indkomster mellem kommuner betyder, at lokale myndigheder ikke har samme mulighed for at finansiere offentlig service til deres borgere. Derfor er der i mange lande indført udligningsordninger, som betyder, at penge overføres fra rige til

Henrik Christoffersen, Bjarne Madsen, Niels Jørgen Mau Pedersen og Jørn Rattsø samt to referees takkes for værdifulde kommentarer. Tak til Christian Bech-Ravn for programmering i forbindelse udarbejdelse af undersøgelsen. Desuden takkes Momsfondet for finansiel støtte. De synspunkter, som præsenteres i undersøgelsen kan udelukkende tilskrives forfatteren ikke hverken akf eller Momsfondet.

fattige kommuner. Man tilstræber et lighedsprincip i den forstand, at borgere i princippet skal tilbydes samme offentlige serviceniveau ved samme skatteprocent, dvs. uafhængigt af, i hvilken kommune man bor. Fordelingseffekten er derfor et væsentligt argument for regional udligning, som bl.a. fremføres af Buchanan (1970), Von Hagen og Hepp (2000).

Også i Danmark er der implementeret et finansielt udligningssystem, som baserer sig på indikatorer for indkomster og udgifter i kommunerne, og dette system er tidligere blevet udførligt behandlet af bl.a. Christoffersen (1991), Groes (1997), Lotz (1987, 1998), Lundtorp (2004), Mau Pedersen (1995).

Formålet i denne artikel er at se på de fordelingsmæssige effekter af de komponenter, som indgår i det danske udligningssystem. Desuden er det formålet at se på de finansielle effekter, som kommunesammenlægningerne får. Umiddelbart kunne man jo forestille sig, at hvis kommunerne bliver lagt sammen til nye storkommuner, så opnås der mindre regionale forskelle i kommunernes indkomster end tidligere, og dermed bliver behovet for udligning mellem kommunerne måske mindre end før.

I artiklen følger vi traditionen for analyse af fordelingseffekten af regionaludligning, som bl.a. anvendes af Bayoumi og Masson (1995), Von Hagen og Hepp, (2000), Mélitz og Zumer (2002). Vi foretager en tillempning af metoden i forhold til de begreber for beskatningsgrundlag og udgiftsbehov, som anvendes i det danske udligningssystem. Analysen bygger i udgangspunktet på en model af de finansielle effekter af det gældende tilskuds- og udligningssystem for kommunerne, og vi simulerer udligningen mellem kommunerne før og efter reformen. Anden del af analysen bygger på estimation af de fordelingsmæssige effekter af tilskuds- og udligningssystemet ud fra en økonometrisk analyse af tværsnitsdata for tilskud og udligning til hver enkelt kommune både før og efter kommunalreformen. Endelig suppleres analysen med anvendelse af en indeksmetode, så der fås et indtryk af forholdet mellem indkomst og udgifter på tværs af kommunerne.

Artiklen er delt op efter følgende skabelon. I det følgende afsnit gives en kort præsentation af det danske udligningssystem. I de to følgende afsnit præsenteres et modelapparat til estimering af fordelingseffekterne og data, som anvendes i den empiriske undersøgelse. Dernæst præsenteres de empiriske resultater, og der afsluttes med en konklusion samt diskussion af perspektiver i forbindelse med udligningen.

2. Oversigt over det kommunale tilskuds- og udligningssystem

Det regionale udligningssystem i Danmark består af et system for kommunerne og et system for amterne. I det følgende fokuseres udelukkende på udligningssystemet inden for det kommunale område, hvor de 271 kommuner, som vi kender i dag, reduceres til 98, gældende fra 2007. Kommunernes tilskuds- og udligningssystem består i

Tabel 1. Elementer i tilskuds- og udligningssystem for kommunerne.

Elementer	Type ¹	For ²	Udlig. pct.	Kriterier for tilskud/udligning
<i>Statstilskud</i>				
Kommuner med svagt beskatningsgrundlag	Tilskud	Fattige kommuner	40	Det gennemsnitlige beskatningsgrundlag pr. indbygger i landet
Momsudligning	Tilskud	Alle kommuner		Proportional med beskatningsgrundlaget i kommunen
Statstilskud	Tilskud	Alle kommuner		Proportional med beskatningsgrundlaget i kommunen
<i>Kommunal udligning</i>				
<i>Landsudligning</i>				
Beskatningsgrundlag	Udligning	Alle kommuner	45	Det gennemsnitlige beskatningsgrundlag pr. indbygger i landet
Udgiftsbehov	Udligning	Alle kommuner	45	Det gennemsnitlige udgiftsbehov pr. indbygger i landet ³
<i>Hovedstadsudligning</i>				
Beskatningsgrundlag	Udligning	HUR-kommuner	40	Det gennemsnitlige beskatningsgrundlag pr. indbygger i HUR
Udgiftsbehov	Udligning	HUR-kommuner	40	Det gennemsnitlige udgiftsbehov pr. indbygger i HUR ⁴

Kilde: Indenrigs- og Sundhedsministeriet (2003): *Kommunal udligning og generelle tilskud, 2004.*

Noter: (1) Tilskud er statstilskud, som ikke er budgetneutrale for staten. Udligningen mellem kommunerne er budgetneutral for staten. Momsudligningen er i realiteten budgetneutral for staten, da den bygger på momsindbetalinger fra kommunerne. (2) Fattige kommuner har et beskatningsgrundlag på mindre end 90% af gennemsnittet. Alle kommuner står for alle kommuner i landet (dog undtaget Christiansø), HUR står for hovedstadskommunerne. (3) Udgiftsbehovet i landsudligning opgøres ud fra aldersbetingede og sociale udgiftsbehov samt et grundtilskud på 7,5 mio. kr. pr. kommune. (4) Udgiftsbehovet i HUR opgøres ud fra kriterier dels aldersbetingede, dels sociale udgiftsbehov.

princippet af tre elementer: (1) statstilskud til kommunerne, (2) udligning mellem kommunerne, og (3) en række korrektionsbestemmelser.

De statslige tilskud består dels af tilskud, som ydes til kommunerne proportionalt med deres beskatningsgrundlag, dels gives statstilskud (§ 18-tilskuddet) til kommuner, som har et beskatningsgrundlag, der er mindre end 90% af landsgennemsnittet. Beskatningsgrundlaget er et mål for indkomstgrundlaget i kommunerne.¹

Et andet element i systemet er udligningen mellem kommunerne, som er budgetneutral for staten, og der er tale om en ren omfordeling mellem kommunerne, hvor de rige kommuner giver penge til fattige kommuner. Udligningen opdeles i udligning af kommunernes beskatningsgrundlag (indtægter) og udligning af kommunernes ud-

1. Beskatningsgrundlaget dækker indtægtsgrundlaget samt ejendomsværdierne i kommunen.

giftsbehov (udgifter). Udgiftsbehovet er ikke kommunernes faktiske udgifter, men derimod et standardiseret udgiftsbehov, som beregnes ud fra alderssammensætningen af befolkningen og ud fra sociale karakteristika for borgerne i kommunen. Der anvendes standardiserede udgiftsbehov for at undgå, at kommunerne får incitament til at øge deres udgifter uforholdsmæssigt meget, hvilket ville være tilfældet, hvis de faktiske udgifter blev udlignet, Musgrave (1961). Anvendelse af faktiske udgifter, så kommuner med små faktuelle udgifter skulle betale til kommuner med store udgifter, ville også straffe de kommuner, som har en effektiv omkostningsstyring, hvilket bl.a. anføres af Rattsø-utvalget (1996). Det er derimod et faktum, at kommunerne har forskellige udgifter set ud fra en objektiv synsvinkel, og det er dette, udligningssystemet søger at tage højde for. Udligningssystemet er opdelt i en lands- og en hovedstadsudligning, hvor hovedstadsudligningen gælder for HUR-kommunerne, dvs. kommunerne i Københavns, Frederiksborg og Roskilde amter samt Københavns og Frederiksberg kommuner. Hovedstadskommunerne indgår således både i lands- og hovedstadsudligningen, mens kommunerne i resten af landet udelukkende indgår i landsudligningen. Udligningsprocenterne for landsudligningen er 45, både med hensyn til beskatningsgrundlag og udgiftsbehov, og der anvendes desuden en udligningsprocent på 40 for henholdsvis beskatningsgrundlag og udgiftsbehov for HUR-kommunerne (tabel 1).

Et tredje element i udligningssystemet består af en række tekniske korrektionsudligninger. Formålet med disse er ikke at udligne forskelle mellem kommuner, men derimod at det undgås, at udligningssystemet har uheldige bivirkninger. Dette betyder, at det skal undgås, at en stigning i kommunens skatteprocent (udskrivningsgrundlag) vil påføre kommunen et samlet tab. En provenustigning for kommunen vil derfor, uanset udligningen, altid resultere i, at kommunen kan beholde mindst 10% af denne provenustigning til sig selv, Mau Pedersen (1995). Dette betyder, at uheldige effekter på kommunernes incitament, som bl.a. fremføres af Baretto m.fl. (2000), tages der højde for i det danske udligningssystem.

3. Måling af fordelingseffekt

I teorien kan de fordelingsmæssige konsekvenser beregnes ud fra en kommunal synsvinkel eller ud fra den enkelte borgers synsvinkel.² Da vægten i det følgende lægges på at måle effekterne af kommunesammenlægninger, så måler vi fordelingseffekten ud fra en kommunal synsvinkel. Dette betyder, at vi ser på udligningssystemets betydning for den kommunale finansiering, hvilket er samme udgangspunkt som for eksempel anvendes af Von Hagen og Hepp (2000) i forbindelse med målingen af fordelingseffekten i det tyske *Finanzausgleich* system.

2. Den enkelte borgers synsvinkel bygger på måling af effekterne på personniveau i kommunerne, dvs. ved at inddrage alle skatter, som påvirker den enkeltes disponible indkomst.

I international litteratur måles fordelingseffekten ofte ved anvendelse af økonometrisk estimation, Bayoumi og Masson (1995); Melitz og Zumer (2002); Von Hagen og Hepp (2000). Fordelen ved at anvende økonometrisk estimation er, at det er en relativt enkel metode til at dekomponere de fordelingsmæssige effekter af de komponenter, som indgår i udligningssystemet.³

De fordelingsmæssige konsekvenser af tilskuds- og udligningspolitikken for alle kommuner bestemmes ved at sammenligne den relative indkomst før og efter udligning. Mélitz og Zumer (2002) finder fordelingseffekten af udligningspolitikken ud fra følgende specifikation

$$\frac{y_{i,e}}{y_{gns,e}} = \alpha + \beta \frac{y_{i,f}}{y_{gns,f}} + e_i, \quad (1)$$

som estimeres empirisk. $y_{i,e}$ er den gennemsnitlige indkomst pr. indbygger i den i 'te kommune, og fodtegnet e betegner situationen efter udligning. $y_{gns,e}$ er den gennemsnitlige indkomst pr. indbygger i alle kommuner efter udligningen. $y_{i,f}$ og $y_{gns,f}$ er de tilsvarende indkomster pr. indbygger i den enkelte kommune og i alle landets kommuner før udligning. Ved estimation fås værdier for α og β , og hvor e_i er restleddet. Måling af fordelingseffekten af udligningssystemet fås ud fra estimatet på β . Hvis der ikke er nogen omfordeling i systemet, så vil der ikke ske nogen ændring i forholdet mellem indikatorerne $y_{i,e}/y_{gns,e}$ og $y_{i,f}/y_{gns,f}$, og dette vil intuitivt give, at $\beta = 1$. Hvis $y_{i,f}/y_{gns,f} > y_{i,e}/y_{gns,e}$, så betyder det, at der sker en positiv omfordeling, og β vil være mindre end 1. I princippet kan man derfor måle den gennemsnitlige fordelingseffekt, som $1-\beta$, dvs. jo mindre β , desto større omfordeling. Det følger deraf, at hvis parameteren viser sig at ligge i intervallet $0 < \beta < 1$, så skaber udligningspolitikken en positiv omfordeling mellem »rige« og »fattige« kommuner, og omfordelingen er større jo mindre β er, hvorimod $\beta < 0$ betyder, at udligningen skaber større ulighed mellem kommunerne.

I det danske udligningssystem udjævnes forskellene mellem kommunerne i to dimensioner dels på baggrund af beskatningsgrundlaget, dels ud fra det standardiserede udgiftsbehov.⁴ Mélitz og Zumers metode kan anvendes til at måle fordelingseffekten af det danske system, hvis vi foretager en tilpasning af metoden, så vi ser på det rela-

3. Endvidere er økonometrisk estimation velegnet til at bestemme stabiliseringseffekterne. I det følgende anvendes dog udelukkende data for et enkelt år, så derfor ses der ikke på stabiliseringseffekterne af udligningssystemet.

4. Et alternativt grundlag for analysen kunne være at tage udgangspunkt i skat-service-forholdet. Denne indikator afhænger dog af kommunernes nettodriftsudgifter, så der i princippet skal tages højde for effektivitetsgevinster i forbindelse kommunesammenlægningerne, men dette inddrages ikke denne analyse, Groes (2004).

tive forhold mellem kommunale indtægter y (beskatningsgrundlag pr. indbygger) og kommunale udgifter u (udgiftsbehov pr. indbygger). Vi anvender følgende relation

$$\frac{y_{i,e} / y_{gns,e}}{u_{i,e} / u_{gns,e}} = \alpha + \beta \frac{y_{i,f} / y_{gns,f}}{u_{i,f} / u_{gns,f}} + e_i, \quad (2)$$

og hvor u står for det standardiserede udgiftsbehov pr. indbygger. Dette betyder, at hvis beskatningsgrundlag y_i er 10% højere end for den gennemsnitlige kommune y_{gns} samtidig med, at udgiftsgrundlaget u_i også er 10% højere end gennemsnittet u_{gns} , så antages denne kommune at være lige så godt stillet som den gennemsnitlige kommune. Anvendelsen af det relative y/u forhold betyder, at hensynet til beskatningsgrundlag og udgiftsbehov i realiteten tillægges samme vægt. Desuden skal det nævnes, at der implicit tages udgangspunkt i, at kommunerne har samme skatteprocent. Det sidste betyder, at det undgås, at kommuner med stor (lille) beskatningsgrundlag, og som har en lille (stor) skatteprocent, får indvirkning på målingerne.⁵ Udgiftsbehovet er direkte sammenligneligt mellem kommunerne, da de bygger på standardiserede beregninger af udgifterne.⁶

Udligningen af indtægtsgrundlaget for den i 'te kommune består af følgende komponenter

$$y_{i,e} = y_{i,f} + y_{i,l} + y_{i,HUR} + y_{i,tilskud} + y_{i,moms} + y_{i,SB}, \quad (3)$$

hvor $y_{i,l}$ er omfordeling via landsudligning af beskatningsgrundlaget ($y_{i,l} \Leftrightarrow 0$), $y_{i,HUR}$ er omfordelingen via hovedstadsudligningen af beskatningsgrundlaget ($y_{i,l} \Leftrightarrow 0$), $y_{i,tilskud}$ er statstilskuddet til kommunen ($y_{i,tilskud} > 0$), $y_{i,moms}$ er et momstilskud til kommunen ($y_{i,moms} > 0$), $y_{i,SB}$ er statstilskud til kommuner med svagt beskatningsgrundlag ($y_{i,SB} \geq 0$). Udligning af udgiftsbehovet består af følgende komponenter

$$u_{i,e} = u_{i,f} + u_{i,l} + u_{i,HUR}, \quad (4)$$

hvor $u_{i,l}$ er landsudligningen af udgiftsbehovet ($u_{i,l} \Leftrightarrow 0$), og $u_{i,HUR}$ er hovedstadsudligningen af udgiftsbehovet ($u_{i,HUR} \Leftrightarrow 0$). Da de sociale kriterier, som indgår i hovedstadsudligningen, ikke er identiske med kriterierne i landsudligningen, så beregnes

5. Dette betyder endvidere, at vi slipper for at estimere skatteprocenten i de nye kommuner efter reformen, da skatteprocenten ikke indgår i estimationen.

6. I landsudligningen defineres udgiftsbehov ud fra et socialt indeks, der bygger på kriterier som: antal børn af enlige forsørgere, et boligkriterium, antal 20-59-årige uden beskæftigelse, antal udlændinge fra tredje-lande, indbyggere i socialt belastede boligområder.

der i realiteten to sociale indeks for HUR-kommunerne.⁷ For at inkludere effekter fra både lands- og hovedstadsudligning af udgiftsbehov, foretager vi for HUR-kommunerne en sammenvejning. Da hensynet til lands- og hovedstadsudligning for HUR-kommunerne antages at have samme betydning, så anvender vi en vægt på 50% for begge grundlag i beregningen af det samlede udgiftsbehov. For kommunerne, som står uden for HUR-regionen, er der ikke behov for denne vægtning, da disse udelukkende indgår i landsudligningen.

Det danske udligningssystem består af otte komponenter, hvoraf de seks varierer med kommunernes indtægtsgrundlag, mens de to sidste komponenter påvirker kommunernes udgiftsbehov. En dekomponering af de fordelingsmæssige effekter er foretaget ved, at de enkelte komponenter er tilføjet regressanten successivt, således at der opnås en prædiktion af estimatet på β i hver enkelt regression, Bayoumi og Masson (1995); Mélitz og Zumer (2002). Den økonometriske estimation af (2) er velegnet til at bestemme den samlede fordelingseffekt for alle kommunerne, og desuden kan vi måle betydningen af kommunalreformen ved at sammenligne de fordelingsmæssige konsekvenser af udligninger og tilskudspolitikken før og efter kommunalreformen.

Indeks for »velstand«

Et udtryk for kommunernes relative »velstand« eller mulighed for at servicere borgerne kan udtrykkes i indekset for beskatningsgrundlag og udgiftsbehov, som svarer til definitionen i (2). Indekset udtrykkes som

$$I_{i,e} = \frac{(Y_{i,e}/Y_{gns,e})}{(u_{i,e}/u_{gns,e})}, \quad (5)$$

hvor $I_{i,e}$ er indekset for »velstand« efter udligning, som er beregnet ud fra beskatningsgrundlag og udgiftsbehov pr. indbygger for den i 'te kommune.

Finansielle ændringer af udligningen

Det er også af interesse at måle de finansielle effekter af den ændrede udligning, dvs. forskellen i udligningen for kommunen før og efter reformen. Den finansielle effekt udtrykkes ved

$$\Delta F_{i,e} = \Delta Y_{i,l} + \Delta Y_{i,HUR} + \Delta Y_{i,tilskud} + \Delta Y_{i,moms} + \Delta Y_{i,SB} + \Delta U_{i,l} + \Delta U_{i,HUR}, \quad (6)$$

hvor $\Delta F_{i,e}$ er den samlede ændring i de finansielle overførsler før og efter reformen for

7. I hovedstadsudligningen bygger udgiftsbehovet på kriterier som: antallet af enlige forsørgere, antal udlejningsboliger, antal 20-59-årige uden beskæftigelse, antal udlændige fra tredjelande, og antal 25-49-årige uden erhvervsuddannelse.

Tabel 2. Tilskuds- og udligningsdata for kommunerne før og efter reformen (beløbene er pr. indbygger i 2005).¹

	Gamle kommuner (271 kommuner)				Nye kommuner (98 kommuner)			
	Gns.	Min.	Maks.	Std.afv.	Gns.	Min.	Maks.	Std.afv.
Befolkningsstørrelse	19917	2185	504603	39443	55076	2185	504603	60273
<i>Statstilskud i kr.²</i>								
Svage kommuner (§ 18)	461	0	2070	537	209	0	1343	358
Statstilskud	5350	4291	12064	1002	5826	4626	11043	1263
Momstilskud	1754	1407	3956	328	1885	1497	3573	408
<i>Udligning</i>								
<i>Landsudligning i kr.²</i>								
Beskatningsgrundlag	130727	105310	295153	24317	140477	112459	265788	30360
Udgiftsbehov	35162	30845	41281	1573	35556	32140	44536	1893
Udligning beskat.	1031	-17689	3915	2771	-79	-14388	3092	3459
Udligning udgiftsbehov	-119	-2061	2634	707	60	-1477	4101	852
Samlet overudligning ³	-4	-236	2179	177	19	-199	1589	393
<i>HUR-udligning i kr.⁴</i>								
Beskatningsgrundlag	167518	130785	295153	34781	169799	131163	265788	35574
Udgiftsbehov	35159	31080	40348	2280	35806	31772	40342	2183
Udligning beskat.	-139	-11333	3108	3055	-363	-8815	3045	3125
Udligning udgiftsbehov	-514	-2146	1561	912	-250	-1864	1536	873

Noter: (1) Tallene er beregnet i forhold til antallet af kommuner og er ikke vægtet i forhold til befolkningsgrundlag. (2) Tallene gælder for alle kommunerne i landet. (3) Overudligning indeholder både elementer fra lands- og hovedstadsudligning, men gennemsnittet er beregnet for alle kommuner i landet. (4) Disse gælder kun for kommunerne i hovedstaden.

den *i*'te kommune. Komponenterne på højreside af (6) er de samlede beløb for de finansielle effekter, som udtrykkes ved *Y* og *U*, mens tegnet Δ står for ændringerne ved reformen, og hvor fodtegnene følger af (3) og (4).

4. Beskrivelse af data

Informationerne for kommunerne er stillet til rådighed af Indenrigs- og Sundhedsministeriet. Tværsnitsdata for kommunerne i 2005 anvendes til at estimere de fordelingsmæssige og finansielle effekter af tilskuds- og udligningsordningerne. Konsekvenserne af kommunesammenlægningerne findes ved at foretage beregninger for henholdsvis gamle og nye kommuner. Der anvendes tal for statstilskud, beskatningsgrundlag, udgiftsbehov og for de enkelte udligningskomponenter. De anvendte informationer beregnes pr. indbygger for enkelte kommuner til at bestemme fordelingseffekt, mens de samlede udligningsbeløb anvendes, når de finansielle effekter bestemmes. Information om sammensætningen af de nye kommune bygger bl.a. på information offentliggjort i Nyhedsmagasinet Danske Kommuner, som udgives af KL.

Tabel 3. Fordelingseffekten af den kommunale udligning fordelt på komponenter.

Instrument	Før reform	Efter reform
	Fordelings- effekt i pct.	Fordelings- effekt i pct.
<i>1. Total omfordelingseffekt</i>		
Den samlede udligning	63,3	62,8
<i>1a. Marginale komponenter, beskatningsgrundlag</i>		
Korrektion af udligning	-2,0	-2,0
Udligning til kommuner med svagt beskatningsgrundlag	3,0	2,2
Statstilskud	-0,2	-0,1
Momstilskud	0,0	0,0
Udligning af beskatningsgrundlag, landsudligning	41,0	41,0
Udligning af beskatningsgrundlag, hovedstadsudligning	16,7	16,8
<i>2a. Marginale komponenter, udgiftsbehov</i>		
Udligning af udgiftsbehovet, landsudligning	2,2	2,1
Udligning af udgiftsbehovet, hovedstadsudligning	2,7	2,7

Beregningerne af effekter af kommunalreformen bygger på principperne i det gældende udligningssystem, således at effekterne for hver enkelt kommune er beregnet før og efter kommunesammenlægningerne. Ved overgang til den nye kommunestruktur er det nødvendigt at foretage en række tekniske forudsætninger vedrørende § 18-tilskud og beregning af udgiftsbehov. Afgrænsning af analysen betyder, at der ikke tages højde for særordninger, ændret opgavefordeling mellem stat, amt og kommuner, m.m. Forudsætninger og afgrænsning af analysen er beskrevet i bilaget.

I praksis betyder kommunalreformen, at det gennemsnitlige befolkningstal pr. kommune øges med 2,5 gange fra 19.917 indbyggere til 53.975 indbyggere (tabel 2). Beskatningsgrundlaget og udgiftsbehovet er centrale komponenter i udligningspolitikken, og der ses en relativt større spredning i beskatningsgrundlaget end for udgiftsbehovet. Dette betyder, at ved konstant udligningsprocent (45), så vil udligningen være større ud fra beskatningsgrundlaget end for udgiftsbehovet. Desuden viser både beskatningsgrundlag og udgiftsbehov, at den største spredning findes mellem hovedstadskommunerne. Kommunalreformen betyder, at der både bliver relativt større spredning i beskatningsgrundlag og udgiftsbehov for hele landet, hvorimod den relative spredning i beskatningsgrundlaget og udgiftsbehovet for hovedstadsregionen holder sig relativt konstant efter reformen. Beregninger af udligningen viser, at en væsentlig konsekvens af kommunesammenlægningerne er, at antallet af kommuner, som modtager tilskud på grund af svagt beskatningsgrundlag, falder, fordi de ikke længere opfylder kravet. Før reformen modtog 157 af de 271 kommuner § 18-tilskuddet (58%). Dette reduceres efter reformen til 34 ud af de 98 kommuner (35%). I det følgende ses nøjere på omfordelingsmæssige og finansielle effekter af reformen.

5. Empiriske resultater

Fordelingseffekter

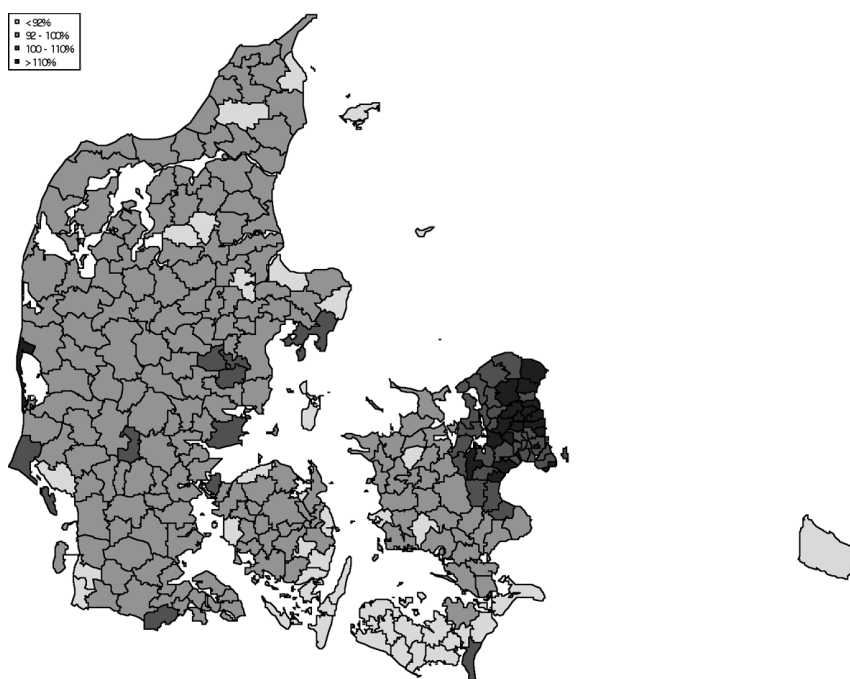
Fordelingseffekten af udligningen beregnes ud fra parameteren β , som findes ved OLS estimation af ligning (2). Der er anvendt vægtet regression ud fra antallet af indbyggere i kommunen. Derved sikres, at hver borger tillægges samme vægt, uanset om vedkommende er bosat i en stor eller en lille kommune. Eksempel på beregning af fordelings-effekt, dekomponering samt regressionsresultater er præsenteret i appendiks.

Resultaterne viser, at den samlede fordelings-effekt af tilskuds- og udligningssystem skaber en omfordeling på 63%. Dette tal ændres kun marginalt af kommunesammenlægningerne (tabel 3). Den relativt begrænsede ændring i fordelings-effekten af reformen er ikke overraskende, men skyldes, at samme udligningssystem anvendes i begge tilfælde. Den mest markante ændring som følge af kommunalreformen er, at statstilskuddet til kommuner med svagt beskatningsgrundlag reduceres, og dermed reduceres fordelings-effekten af dette statstilskud fra 3% til 2%. Reduktionen af § 18-tilskuddet skyldes, at disse trængende kommuner lægges sammen med rigere kommuner. Generelt er fordelings-effekten af § 18-tilskuddet dog begrænset, hvilket skyldes, at det fortrinsvis er kommuner med få indbyggere, som modtager tilskuddet, og da der anvendes vægtet estimation i forhold til befolkningstallet, så vil effekten på estimerne være begrænset.

Desuden er det interessant at iagttage, hvordan fordelings-effekten fordeler sig på enkelte udligningskomponenter. Landsudligningen af beskatningsgrundlaget er den dominerende fordelingsmæssige komponent (41%), hvilket skyldes, at der er relativt stor spredning i kommunernes beskatningsgrundlag. Naturligt nok er omfordelingen via beskatningsgrundlaget for HUR-kommunerne (16%) af mindre betydning end landsudligningen, da hovedstadsudligningen kun omfatter et mindre antal af de samlede kommuner i landet. Udligning via udgiftsbehovet har kun marginal betydning, hvilket skyldes, at der er en relativt begrænset spredning i kommunernes udgiftsbehov. Det konstateres dog, at omfordelingen gennem udgiftsbehovet i hovedstaden er større end gennem udgiftsbehovet i landsudligningen, hvilke indikerer, at der er en relativt stor spredning i udgiftsbehovet for kommunerne i hovedstadsregionen. Endelig skal det bemærkes, at komponenten for korrektion af udligning faktisk giver en negativ omfordeling mellem kommunerne, så de »rige« kommuner vinder, mens de »fattige« kommuner taber. Ordningen er indført for at undgå uhensigtsmæssige incitamenter, som ville opstå, hvis kommunerne ville tabe på at indkræve højere skatter.

Indeks for beskatningsgrundlag og udgiftsbehov

Indekset for forholdet mellem beskatningsgrundlag og udgiftsbehov ud fra (3) viser



Figur 1. Indeks for forholdet mellem beskatningsgrundlag og udgiftsbehov efter ud-
ligning.

den relative forskel mellem kommunerne efter udligning (figur 1).⁸ Det ses, at kommunerne nord for København er i den bedst stillede gruppe i landet, da disse kommuner har et indeks for beskatningsgrundlag og udgiftsbehov, som er mere end 10% bedre end landsgennemsnittet. Kommunerne i det øvrige Storkøbenhavn samt enkelte kommuner i provinsen ligger i den næste gruppe, hvor indtægts-udgifts-forholdet er i intervallet fra landsgennemsnittet og indtil 10% bedre end landsgennemsnittet. Separate estimationer af fordelingseffekten i hovedstaden og provinsen viser, at den største udligning sker mellem hovedstadskommunerne (75%), mens der kun er en 54% udligning for kommunerne uden for hovedstadsregionen.⁹ Dette viser, at der er en mindre procentvis udligning for provinskommunerne, selv om disse, ud fra indekset for beskatningsgrundlag og udgiftsbehov, er dårligere stillet end landsgennemsnittet. Det ses nemlig, at langt de fleste kommuner på Vestsjælland, Fyn og Jylland ligger under

8. Indekset er præsenteret for den oprindelige kommunestruktur. I praksis svarer indekset til regressanten i ligning 8 i tabel A1, hvor alle udligningskomponenter er medtaget.

9. Omfordelingseffekterne for hovedstaden og resten af landet er opnået ved at foretage separate estimationer for disse områder.

Tabel 4. Økonomiske effekter af kommunalreformen for forskellige regioner efter ud-ligning.

Region	$\Delta nY_{n,SB}$ Nettoeffekt af omlagt § 18-tilskud ¹ mio. kr.	$\Delta U_{n,l}$ Effekt af ændring i udgiftsbehov ² mio. kr.	$\Delta F_{n,e}$ Samlet effekt mio. kr.	$\Delta f_{n,e}$ Samlet effekt pr. indbygger ³ kr.
Hovedstadsregionen ⁴	167,5	149,8	312,2	170
Regioner uden for HUR	-167,5	-149,8	-312,2	-88
Københavns Amt ⁵	113,7	109,6	197,8	159
Frederiksborg Amt	32,2	24,1	49,9	145
Roskilde Amt	21,7	16,1	64,5	260
Vestsjællands Amt	-35,3	-14,9	-50,4	-160
Storstrøms Amt	3,3	-36,3	-35,6	-151
Bornholm	2,7	-7,4	-4,8	-110
Fyns Amt	18,5	-13,5	4,8	10
Sønderjyllands Amt	-58,2	-33,0	-87,6	-377
Ribe Amt	-19,9	-3,4	-21,6	-92
Vejle Amt	-18,1	-6,4	-24,8	-69
Ringkøbing Amt	-30,6	-7,4	-36,6	-130
Århus Amt	3,4	-5,5	-2,2	-3
Viborg Amt	-30,2	-9,4	-37,5	-182
Nordjyllands Amt	-3,2	-12,6	-15,9	-31

Noter: (1) Nettoeffekt af omlagt § 18-tilskud, $\Delta nY_{n,SB} = \Delta Y_{n,SB} + \Delta Y_{n,tilskud}$, hvor $n = \sum 1, \dots, m$. (2) Effekten af ændret udgiftsbehov vedrører landsudligningen. (3) $\Delta f_{n,e} = \Delta F_{n,e} / \text{befolkning}_n$, hvor $n = \sum 1, \dots, m$. (4) Hovedstadsregionen omfatter Københavns, Frederiksborg og Roskilde Amter samt Frederiksberg og Københavns Kommuner. 5. Københavns og Frederiksberg primærkommuner er i tabellen inkluderet i Københavns Amt.

landsgennemsnittet. Endelig er der kommunerne i den dårligste gruppe, som ligger mere end 8% under landsgennemsnittet. Disse kommuner befinder sig på Bornholm, Lolland, Falster, Møn, Fyn og enkelte i Syd- og Nordjylland.

Finansielle ændringer af reformen på regionalt niveau

De finansielle ændringer af reformen er beregnet ud fra (6) og bygger, som det foregående, på den antagelse, at der anvendes et uforandret finansierings- og udlignings-system før og efter reformen. Resultatet viser to væsentlige finansielle effekter, når der ses på kommunerne fordelt på amter og for HUR-kommuner (tabel 4). For det første sker der en ændring af § 18-tilskuddet, $\Delta Y_{n,SB}$, som gives til kommuner med lavt beskatningsgrundlag. Grundlaget for ændringen af § 18-tilskuddet skyldes, at kommuner, som før kommunalreformen modtog tilskuddet, mister dette efter kommunalreformen, fordi de bliver lagt sammen med kommuner, som har et højere indtægts-

grundlag. Udligningssystemet er desuden indrettet således, at en reduktion i § 18-tilskuddet konverteres til en stigning i det generelle statstilskud, $\Delta Y_{n,tilskud}$, som uddeles til alle kommuner i landet. Så nettoeffekten af reduktion af § 18-tilskuddet, $\Delta nY_{n,SB}$, er, at de svage kommuner får et tab, mens kommuner med et højere beskatningsgrundlag får et større tilskud. Dette ses også i tabel 4, hvor især kommuner i Sønderjyllands, Vestsjællands, Ringkøbing og Viborg amter får et tab (netto), hvorimod kommuner, som har et stort beskatningsgrundlag, får en gevinst, dvs. især kommuner i Frederiksborg og Københavns amter.

Den anden væsentlige finansielle effekt af reformen er, at der skabes en ændring i udligningen for landsudligningen af udgiftsbehovet, $\Delta U_{n,l}$. Dette følger af, at der foretages en ændret beregning af udgiftsbehovet for landsudligningen (se bilag). Udgiftsbehovet beregnes i princippet ud fra en fast komponent samt to variable komponenter, og hvor de sidstnævnte dels afhænger af alderssammensætningen i kommunen, dels borgernes sociale profil (antal enlige forsørgere mv.). I forbindelse med reformen er man nødt til at foretage en ny beregning med hensyn til den faste komponent. Dette gøres for at undgå, at fem kommuner, som lægges sammen, får en fast komponent, som er fem gange højere end en kommune, som forbliver selvstændig. I beregningen af effekterne har vi sikret, at den faste komponent i udgiftsbehovet er identisk for alle nye kommuner. Principperne for beregning af udgiftsbehovet, som vedrører alderssammensætning, og sociale forhold forbliver de samme før og efter reformen. Ændringen i beregningen af den faste komponent i udgiftsbehovet skaber store udligningsmæssige ændringer mellem kommunerne (tabel 4). De områder af landet, hvor mange kommuner vælger at lade sig slå sammen, får et finansielt tab på ændringen i udgiftsbehovet. Dette skyldes, at jo flere kommuner, som lægges sammen, desto større vil reduktionen i det beregnede udgiftsbehov være. Stormstrøms, Sønderjyllands og Vestsjællands amter samt Bornholm er de geografiske områder med størst tab som følge af omlægningen af udgiftsbehovet, hvorimod Københavns, Frederiksborg og Roskilde amter er områder, som får den største gevinst. Som et kuriosum skal det nævnes, at Roskilde Amt får den største gevinst, når man måler i kr. pr. indbygger, $\Delta fn,e$, men dette skyldes primært sammenlægningen mellem Vallø og Stevns, hvor det antages, at sidstnævnte kommune inddrages i hovedstadsudligningen.

Generelt er konsekvensen af reformen, at mange af de områder, som allerede før var blandt de dårligst stillede ud fra indekset for beskatningsgrundlag og udgiftsbehov, kommer til at miste midler som følge af reformen ved uændret udligningssystem. F.eks. ses det, at især kommuner i Sønderjyllands Amt vil miste udligning, men også Viborg, Vestsjællands, Storstrøms og Ringkøbing amter samt Bornholm vil alle tabe mere end 100 kr. pr. indbygger, dvs. at det finansielle tab opstår som følge af en reduktion

Tabel 5. Absolutte vinder/tabere ved kommunalreformen i kroner pr. indbygger.

Kommune	$\Delta nY_{i,SB}$ Nettoeffekt af omlagt § 18-tilskud ¹	$\Delta U_{i,l}$ Effekt af ændring i udgiftsbehov ²	$\Delta F_{i,e}$ Samlet effekt	$\Delta f_{i,e}$ Samlet effekt pr. indbygger ³
<i>Kommuner som vinder</i>				
Læsø	0,1	6,0	6,1	2793
Fanø	0,3	6,0	6,2	1964
Vallø	1,6	2,6	35,6	1649
Samsø	0,3	6,0	6,2	1479
Vallensbæk	1,2	6,0	7,0	564
Dragør	1,4	6,0	7,1	542
Ærøskøbing	0,4	2,6	3,2	462
Hørsholm	3,5	6,0	9,2	380
Solrød	2,0	6,0	7,7	376
Glostrup	1,5	6,0	7,5	360
<i>Kommuner som taber</i>				
Aabenraa	-32,5	-7,4	-37,0	-615
Viborg	-32,9	-10,7	-41,8	-475
Kalundborg	-14,1	-7,4	-21,2	-441
Varde	-12,9	-7,4	-19,8	-391
Ringkøbing	-15,0	-7,4	-22,1	-383
Sønderborg	-14,8	-14,1	-27,8	-365
Ebeltoft	-10,3	-4,1	-14,4	-362
Sorø	-7,2	-0,7	-8,0	-285
Silkeborg	-17,7	-4,0	-20,8	-249
Tønder	1,0	-10,8	-10,6	-249

Noter: (1) Nettoeffekt af omlagt § 18-tilskud, $\Delta nY_{i,SB} = \Delta Y_{i,SB} + \Delta Y_{i,tilskud}$, hvor $i = 1, \dots, n$. (2) Effekten af ændret udgiftsbehov vedrører landsudligningen. (3) $\Delta f_{i,e} = \Delta F_{i,e} / \text{befolkning}_i$, hvor $i = 1, \dots, n$.

tion i § 18-tilskuddet, $\Delta nY_{n,SB}$, eller også ud fra udgiftsbehovet, $\Delta U_{n,l}$.^{10,11} Provinsens samlede tab ved reformen er 312 mio. kr., hvilket fordeles næsten ligeligt mellem et finansielt tab ud fra udgiftsbehov, $\Delta U_{n,i}$, samt nettotab ud fra § 18-tilskuddet, $\Delta nY_{n,SB}$. Statens samlede tilskud til kommunerne ud fra § 18 reduceres fra 1,176 mia. kr. før reformen til 0,767 mia. kr. efter reformen. Til sammenligning er statens generelle tilskud til kommunerne på 41 mia. kr. (momstilskud og generelle tilskud). Disse tilskud gives proportionalt med beskatningsgrundlaget, dvs. jo højere beskatningsgrundlag

10. Det skal bemærkes, at der anvendes en amtsopdeling efter reformen, som tager udgangspunkt i valget af en hovedkommune. Det kan derfor forekomme, at kommuner beregningsteknisk skifter amt, hvis hovedkommunen ligger i et andet amt.

11. Bornholms tab skyldes en ændring i beregning af udgiftsbehovet, hvor øen før reformen tilregnes en fast komponent på 37,5 mio. kr., men dette reduceres til 20,7 mio. kr., som svarer til det beløb hver kommune i resten af landet tilregnes.

desto større tilskud, så disse statstilskud udligner ikke i sig selv de økonomiske forskelle mellem kommunerne. Derimod sker omfordelingen primært ud fra udligningen af beskatningsgrundlaget mellem kommunerne.

Finansielle ændringer af udligningen for enkelte kommuner

De finansielle effekter af reformen for de kommuner, som får de største finansielle ændringer ved reformen vises i tabel 5. Der tegner sig et billede, hvor kommunerne primært får en gevinst ved omlægningen af beregningen af udgiftsbehovet, og når gevinsten måles i forhold til kr. pr. indbygger, $\Delta f_{i,e}$, så er det de kommuner, som har et lille befolkningsgrundlag, og ikke lægges sammen med andre kommuner, der får de største gevinster.¹² Blandt de største vindere er øerne Læsø, Fanø og Samsø. Desuden ser de sammenlagte Vallø og Stevns Kommuner ud til at få en gevinst, som opstår i det tilfælde, at Stevns inddrages i hovedstadsudligningen, og da kommunen har et beskatningsgrundlag, som ligger væsentligt under de øvrige kommuner i HUR, så vil Vallø-Stevns få forøgede overførsler.

De kommuner, som taber mest på reformen, er alle lokaliseret i provinsen, og deres tab skyldes dels et fald i § 18-tilskuddet, $\Delta nY_{i,SB}$, dels et fald i det beregnede udgiftsbehov, $\Delta U_{i,l}$. Effekterne af finansierings- og udligningssystemet viser, at de kommuner, som især taber på reformen, alle er blandt de dårligt stillede i landet, når man ser på indekset for beskatningsgrundlag og udgiftsbehov, mens bedrestillede kommuner ikke berøres nævneværdigt af reformen.

6. Konklusion og diskussion

I analysen er der fokuseret på dels at bestemme de fordelingsmæssige effekter af det kommunale udligningssystem, dels at bestemme de finansielle effekter af udligningssystemet for enkelte kommuner i forbindelse med kommunesammenlægningerne. De beregnede effekter bygger på det grundlag, at udligningssystemet i princippet forbliver det samme før og efter reformen. Den eneste faktuelle ændring af udligningssystemet, som gennemføres, er en korrektion, som betyder, at det faste element i beregning i udgiftsbehovet for landsudligningen er ens i alle kommuner efter reformen, og dette får faktisk betydning for resultaterne. Endelig skal det nævnes, at bl.a. eventuelle stordriftsgevinster i forbindelse med kommunesammenlægningerne, ophævelse af særordninger, ændret opgavefordeling for amt, kommuner og stat m.m. ikke er inddraget i analysen.

Resultatet af analysen er, at det danske udligningssystem skaber en udligning på

12. Hvilke kommuner der vinder, afhænger af forudsætningen for beregningen af udgiftsbehovet, hvor det antages, at den faste komponent forøges fra 7,5 mio. kr. til 20,7 mio. kr. ved beregning af udgiftsbehovet for landsudligningen.

63%, når der anvendes et indeks for forholdet mellem beskatningsgrundlag og udgiftsbehov pr. indbygger i kommunerne. Til sammenligning kan det nævnes, at udligningsprocenten i Norge er omtrent 70-80%, mens den i Sverige er 80-90% ifølge Rattsø (1996). Sammenligninger mellem lande må dog foretages med varsomhed, da kommunaludligningen kun er en blandt en række omfordelingsmekanismer i samfundet.

Udligningssystemet i Danmark er kendetegnet ved, at 90% af omfordelingen sker ud fra beskatningsgrundlaget, mens kun 8% af omfordelingen sker ud fra udgiftsbehovet. Udgiftsbehovet er beregnet ud fra objektive kriterier for udgifter ud fra befolkningssammensætningen i kommunerne. Dette betyder, at der ikke tages udgangspunkt i kommunernes faktiske udgifter, da dette kunne have den uheldige konsekvens, at det belønner kommuner, som bruger flest penge, fordi udligningen vil betyde, at de vil få en del af deres udgifter dækket af de øvrige kommuner. Årsagen til den begrænsede udligning ud fra udgiftsbehovet skal findes i, at der ikke er den store spredning i det objektivt beregnede udgiftsbehov.

Selv om principperne i udligningssystemet opretholdes efter kommunesammenlægningerne, vil dette alligevel give anledning til finansielle ændringer for kommunerne. For det første vil mange af de kommuner, som modtog § 18-tilskuddet før sammenlægningerne, miste denne rettighed efter reformen. Man kan sige, at statens forpligtelse til at give tilskud til fattige kommuner i forbindelse med kommunesammenlægninger overføres til de kommuner, som lægges sammen med disse.

En anden effekt af kommunesammenlægningerne skyldes den teknikalitet, at princippet om anvendelse af et fast element i udgiftsbehovet opretholdes. I princippet bidrager det faste element i udgiftsbehovet til, at der korrigeres for, at kommuner med lille indbyggertal ikke kan udnytte stordriftsfordele. Kommunesammenlægningerne betyder, at de kommuner, som lægges sammen, samlet vil få en reduktion i det faste element, og dette betyder isoleret set, at de vil tabe ud fra finansierings- og udligningssystemet. Dette tab skal imidlertid sammenholdes med de synergigevinster, som på sigt forventes af kommunesammenlægningerne. I denne analyse er det ikke sandsynliggjort, i hvilken udstrækning synergigevinsterne er større end den reduktion i finansielle overførsler, som de sammenlagte kommuner vil opleve. Derimod kan det sandsynliggøres, at for de mindre økommuner, som er forblevet selvstændige, så vil en stigning i den faste komponent forbedre disse kommuners økonomiske situation. Generelt set bygger udligningssystemet i dag på, at der udlignes til fordel for små og fattige kommuner. Når kommunerne lægges sammen, så reduceres antallet af udsatte kommuner, men disse kommuner, som så integreres i større enheder, vil så miste en del af de overførsler, som de tidligere har været berettiget til. Dette stiller disse kommuner over for en særlig tilpasningsudfordring.

Efterskrift

En reform af udligningssystemet blev vedtaget i foråret 2006. Reformen betyder, at der fra 2007 gennemføres en række ændringer af udligningssystemet. Ændringerne betyder bl.a., at kommunernes indtægter fra virksomhedsskatter som noget nyt inddrages i udligningen. Landsudligningen af beskatningsgrundlag og udgiftsbehov forhøjes fra 45 til 58%, mens hovedstadsudligningen reduceres fra 40 til 27%. Desuden åbnes der for en gradvis forhøjelse af landsudligningen til maksimalt 68%, som gennemføres, hvis hovedstadsregionen får en kraftigere vækst i indkomstgrundlaget end i det øvrige land. Forhøjelse af landsudligningen vil blive modsvaret af en tilsvarende reduktion i hovedstadsudligningen. Fordeling af bloktilskud fra staten ændres således, at der tages højde for befolkningsgrundlag, hvor tilskuddet tidligere udelukkende blev fordelt efter beskatningsgrundlag. Endelig afskaffes en del særtilskud.

Litteratur

- Barreti, C. B. Huber og K. Lichtblau. 2000. *A tax on tax revenues. The incentive effects of equalizing transfers: evidence from Germany*. CESifo Working Paper nr. 333, September.
- Bayoumi, T. og P. Masson. 1995. Fiscal flows in the United States and Canada: lessons for monetary union in Europe. *European Economic Review* 39, 253-74.
- Betænkning nr. 1437. 2004. Et nyt udligningssystem. Indenrigs- og Sundhedsministeriets Finanseringsudvalg.
- Buchanan, J. M. 1970. Federalism and fiscal equity. *American Economic Review*, Vol. 40, nr. 4. 583-99.
- Christoffersen, H. 1991. *Regionale forskelle i levevilkår*. Akf forlaget.
- Groes, N. 1997. *Uligheder i Danmark*. Akf forlaget.
- Groes, N. 2004. Skatteprocenter, serviceniveau og udligning i kommunerne. I: Leif Olsen og Nils Groes, red. *Brudstykker eller sammenhæng? – En antologi om forudsætninger for en offentlig strukturreform*. Fokus.
- Indenrigs- og Sundhedsministeriet. 2003. *Kommunal udligning og generelle tilskud, 2004*.
- Méltiz, J. og F. Zumer. 2002. Regional redistribution and stabilization by the center in Canada, France, the UK and the US: a reassessment and new tests. *Journal of Public Economics* 86, 263-86.
- Musgrave, R.A. 1961. Approaches to fiscal theory of political federalism. I: *Public Finances: Needs, Sources, and Utilization*. National Bureau of Economic Research. Princeton: Princeton University Press.
- Rattsø-utvalget. 1996:1 Et enklere og mer rettfærdig inntektssystem for kommuner og fylkeskommuner. (NOU – Norges Offentlige Utredninger).
- Mau Pedersen, N. J. 1995. *Decentralisering & Kommunaløkonomi*. DJØF-forlaget.
- Von Hagen, J. og R. Hepp. 2000. *Regional risksharing and redistribution in the German federation*. Working paper B 15, Zentrum für Europäische Integrationsforschung (ZEI), Universität Bonn.
- Lotz, J. 1987. *Kommunernes finansiering*. Jurist- og Økonomforbundet Forlag.
- Lotz, J. 1998. Local government reforms in the Nordic countries, theory and practice: I: J. Rattsø, red. *Fiscal Federalism and State-Local Finance: The Scandinavian Approach*.
- Lundtorp, S. 2004. De kommunale udigningsordninger. I: Leif Olsen og Nils Groes, red. *Brudstykker eller sammenhæng? – En antologi om forudsætninger for en offentlig strukturreform*. Fokus.

Bilag 1. Tekniske forudsætninger og afgrænsninger

Tekniske forudsætninger

1. Tilskuddet til kommuner med svagt beskatningsgrundlag (§ 18-tilskuddet) reduceres ved reformen. Udligningssystemet er baseret på den præmis, at hvis staten giver et mindre § 18-tilskud, $\Delta Y_{i,SB}$, så vil der ske en tilsvarende stigning i det generelle statstilskud, $\Delta Y_{i,tilskud}$. Denne antagelse er videreført i beregningerne, så principperne i det udvidede totalbalanceprincip opretholdes (Betænkning nr. 1437).¹³
2. Beregningen af udgiftsbehov for landsudligningen, $\Delta U_{i,l}$, beregnes før reformen ud fra

$$U_{i,l} = k_1 A_{i,l} + S_{i,l}$$

hvor $U_{i,l}$ er det beregnede udgiftsbehov for den i 'te kommune, k_1 er et konstant element på 7,5 mio. kr., $A_{i,l}$ og $S_{i,l}$ er to variable komponenter, som afhænger af alderssammensætning og den sociale sammensætning af befolkningen i kommunen. Beregningen af de to variable komponenter ændres ikke i forbindelse med reformen. Derimod antages det, at summen af det konstante element for alle kommuner holdes uændret før og efter reformen. Før reformen svarer summen af det konstante element til 7,5 mio. kr. pr. kommune * 271 kommuner, mens det konstante element til hver af de 98 kommuner efter reformen bliver $(7,5 \text{ mio. kr.} * 271)/98 = 20,7 \text{ mio. kr.}$ Så vi antager, at for den enkelte kommune beregnes udgiftsbehovet for landsudligningen efter reformen ud fra følgende relation

$$U_{i,l} = k_2 A_{i,l} + S_{i,l}$$

og hvor det konstante element, k_1 , forhøjes fra 7,5 mio. kr. før reformen til 20,7 mio. kr., k_2 , til hver kommune efter reformen.

3. Kommunesammenlægninger er ikke gennemført med et rent snit, da der er en række mindre sogne, som har ønsket at skifte kommune i forbindelse med reformen. Vi har ikke haft de nødvendige data til at indregne dette i analysen, så derfor forudsættes det i beregningen, at sognene hører til deres oprindelige kommuner.

Forhold, som ikke er inkluderet i analysen

Analysen tager udgangspunkt i, hvilken effekt kommunesammenlægningerne vil have for udligningen mellem kommunerne, dvs. såfremt udligningssystemet forblev uændret. I forbindelse med kommunalreformen er der en række forhold, som analysen ikke tager højde for bl.a.: særordninger, ændret opgaveomlægning mellem amter, stat

13. Dette følger desuden af udligningslovens § 10, stk. 5.

og kommuner, ændringer i kommunernes finansiering ved mulig overtagelse af amternes ejendomsskatter og indkomstskatter, modsvarende bloktilskudsændringer og påvirkning af udligningsbehovet ud fra ændringer i refusionssystemet vedr. indkomstoverførslerne.¹⁴

14. Særordningerne, som forventes at blive ophævet i forbindelse med reformen, omfatter bl.a. udligning vedrørende udlændige, tilskud til vanskeligt stillede kommuner, tilskud til kommuner på større øer, AIDS-udligningen, bløderudligningen m.m. For en grundig gennemgang af de øvrige ordninger henvises til Betænkning nr. 1437 fra Indenrigs- og Sundhedsministeriets Finansieringsudvalg.

Appendiks

Formålet med regressionerne er dels at bestemme fordelingseffekten af udlignings-systemet, dels at foretage en dekomponering på enkeltkomponenter. Regressioner for udligningssystemet før reformen er præsenteret i tabel A1, mens tabel A2 viser regressionerne efter reformen.

Den første ligning, som estimeres efter reformen er (tabel A2),

$$1. \frac{y_{i,e1}/y_{gns,e1}}{u_{i,e1}/u_{gns,e1}} = \alpha + \beta_1 \frac{y_{i,f}/y_{gns,f}}{u_{i,f}/u_{gns,f}},$$

hvor regressanten er det relative forhold mellem beskatningsgrundlag og udgiftsbehov efter, at korrektionskomponenten er tilføjet, mens regressoren på højre side er forholdet mellem beskatningsgrundlag og udgiftsbehov før udligning. Fordelingseffekten i ligning 1 bestemmes som $(1 - \beta_1) = 1 - 1,019 = -0,0195$ (-1,95% omfordeling), så i det første trin er der faktisk en negativ omfordeling ud fra korrektionskomponenten. Derpå estimeres successivt de andre ligninger 2, 3, ..., 8, og således at der i hver ligning tilføjes et ekstra element fra udligningssystemet. Dette betyder, at den samlede omfordelingseffekt af ligning 2 er: $1 - 0,9974 = 0,0025$ (0,25 %), mens den marginale effekt af det ekstra element, som tilføjes i ligning 2 er: $(1 - \beta_2) - (1 - \beta_1) = (1 - 0,9974) - (1 - 1,019) = 0,022$ (2,2 %). Ud fra estimationerne af ligningerne 3, ..., 8 kan man derpå beregne de marginale fordelingsmæssige effekter af hvert ekstra komponent, som tilføjes. I regressionerne ses der generelt høje R^2 -værdier. Dette er ikke overraskende, men skyldes, at det danske udligningssystem er meget struktureret, så der er stor overensstemmelse mellem kommunens indtægts- og udgiftsforhold før og efter udligning.¹⁵ Der er ingen fortolkningsmæssig betydning af konstantleddet i ligningerne blot den, at det undgås, at regressionerne tvinges gennem nul.

15. Hvis man derimod forestiller sig, at udligningen tildeles helt tilfældigt, så vil dette betyde, at der kun er lille overensstemmelse mellem indkomstgrundlaget før og efter udligningen, og der vil fås meget mindre R^2 værdi.

Tabel A1. Regression af fordelings effekterne før reformen.

Regressant	Konstant	$\frac{y_{i,f} / y_{gns,f}}{u_{i,f} / u_{gns,f}}$	R^2
1. $\frac{y_{i,e1} / y_{gns,e1}}{u_{i,e1} / u_{gns,e1}}$	-0,0203268 (0,0077814)	1,020303 (0,0081759)	0,9993
2. $\frac{y_{i,e2} / y_{gns,e2}}{u_{i,e2} / u_{gns,e2}}$	0,0093026 (0,0120405)	0,9907492 (0,012316)	0,9965
3. $\frac{y_{i,e3} / y_{gns,e3}}{u_{i,e3} / u_{gns,e3}}$	0,0074766 (0,0098807)	0,9925731 (0,0101061)	0,9977
4. $\frac{y_{i,e4} / y_{gns,e4}}{u_{i,e4} / u_{gns,e4}}$	0,0070018 (0,0093214)	0,9930474 (0,0095341)	0,9979
5. $\frac{y_{i,e5} / y_{gns,e5}}{u_{i,e5} / u_{gns,e5}}$	0,4174961 (0,0081996)	0,5830017 (0,0075284)	0,9788
6. $\frac{y_{i,e6} / y_{gns,e6}}{u_{i,e6} / u_{gns,e6}}$	0,5845066 (0,0285124)	0,4159791 (0,0292828)	0,8914
7. $\frac{y_{i,e7} / y_{gns,e7}}{u_{i,e7} / u_{gns,e7}}$	0,6059076 (0,0240042)	0,3937664 (0,0247805)	0,9104
8. $\frac{y_{i,e8} / y_{gns,e8}}{u_{i,e8} / u_{gns,e8}}$	0,6322322 (0,0203022)	0,367103 (0,0204414)	0,8745

Tallene er parentes er standardafvigelse. 1. Regressanten i 1 indeholder udelukkende elementer for korrektion af udligningen. 2. Regressanten i 2 indeholder elementerne fra regressanten 1 samt udligning som følge af svagt beskatningsgrundlag. 3. Regressanten i 3 indeholder elementerne fra regressanten 2 samt statstilskud. 4. Regressanten i 4 indeholder elementerne fra regressanten 3 samt momstilskud. 5. Regressanten i 5 indeholder elementerne fra regressanten 4 samt udligning af beskatningsgrundlag i hovedstaden. 6. Regressanten i 6 indeholder elementerne fra regressanten 5 samt udligning af beskatningsgrundlag i landsudligningen. 7. Regressanten i 7 indeholder elementerne fra regressanten 6 samt udligning af udgiftsbehovet i hovedstadsudligningen. 8. Regressanten i 8 indeholder elementerne fra regressanten 7 samt udligning af udgiftsbehovet i landsudligningen.

Tabel A2. Regression af fordelings effekterne efter reformen.

Regressant	Konstant	$\frac{y_{i,f} / y_{gns,f}}{u_{i,f} / u_{gns,f}}$	R ²
1. $\frac{y_{i,e1} / y_{gns,e1}}{u_{i,e1} / u_{gns,e1}}$	-0,0196234 (0,0074205)	1,019598 (0,0077992)	0,9993
2. $\frac{y_{i,e2} / y_{gns,e2}}{u_{i,e2} / u_{gns,e2}}$	0,0025308 (0,0113412)	0,9974912 (0,0115267)	0,9966
3. $\frac{y_{i,e3} / y_{gns,e3}}{u_{i,e3} / u_{gns,e3}}$	0,0017983 (0,0092626)	0,9982269 (0,0094128)	0,9977
4. $\frac{y_{i,e4} / y_{gns,e4}}{u_{i,e4} / u_{gns,e4}}$	0,0016109 (0,0087333)	0,9984152 (0,0088748)	0,9980
5. $\frac{y_{i,e5} / y_{gns,e5}}{u_{i,e5} / u_{gns,e5}}$	0,4124877 (0,0079496)	0,5880218 (0,0071843)	0,9796
6. $\frac{y_{i,e6} / y_{gns,e6}}{u_{i,e6} / u_{gns,e6}}$	0,580324 (0,0291598)	0,4201995 (0,029977)	0,8840
7. $\frac{y_{i,e7} / y_{gns,e7}}{u_{i,e7} / u_{gns,e7}}$	0,6007046 (0,0247842)	0,3989745 (0,0256278)	0,9046
8. $\frac{y_{i,e8} / y_{gns,e8}}{u_{i,e8} / u_{gns,e8}}$	0,6269507 (0,0210028)	0,3723835 (0,0212526)	0,8699

Tallene er parentes er standardafvigelse. 1. Regressanten i 1 indeholder udelukkende elementer for korrektion af udligningen. 2. Regressanten i 2 indeholder elementerne fra regressanten 1 samt udligning som følge af svagt beskatningsgrundlag. 3. Regressanten i 3 indeholder elementerne fra regressanten 2 samt statstilskud. 4. Regressanten i 4 indeholder elementerne fra regressanten 3 samt momstilskud. 5. Regressanten i 5 indeholder elementerne fra regressanten 4 samt udligning af beskatningsgrundlag i hovedstaden. 6. Regressanten i 6 indeholder elementerne fra regressanten 5 samt udligning af beskatningsgrundlag i landsudligningen. 7. Regressanten i 7 indeholder elementerne fra regressanten 6 samt udligning af udgiftsbehovet i hovedstadsudligningen. 8. Regressanten i 8 indeholder elementerne fra regressanten 7 samt udligning af udgiftsbehovet i landsudligningen.

Debat og kommentarer

Den danske filmstøtte

Rikke Wümpelmann

E-mail: rikke@sa-oncor.dk

The movies is an information industry. This means that audiences don't know what they like until they see it; every film is a discovery and audiences transmit their discoveries to others in a dynamic cascade of information. Because the process is stochastic and complex we have to be humble about what we can learn... Filmmakers operate under such vague and uncertain knowledge of the probabilities of outcomes that in fact nobody knows anything.¹

1. Indledning

Filmproduktion er, som citatet her indikerer, en kompleks og usikker proces, der ofte strækker sig over ganske lang tid, og som økonomisk set er særdeles omkostningskrævende. Det gør filmen til et risikofyldt investeringsobjekt, som i de fleste lande har svært ved at overleve på markedsvilkår. I Danmark er det godt og vel 30 år siden, at man fra politisk side erkendte, at markedet alene ikke kunne sikre en løbende og forskelligartet produktion af dansk film. I 1972 blev Det Danske Filminstitut (herefter betegnet DFI) – og med dette – den danske filmstøtte derfor etableret.² »Formålet med DFI's støtte er at sikre en kontinuerlig produktion og udbredelse af forskellige typer film, således at det samlede udbud af danske spillefilm både i henseende til alsidighed, volumen, kunstnerisk kvalitet og publikumsappel fastholder og udvikler dansk filmkunst og filmkultur både nationalt og internationalt.«³ Den del af filmstøtten, der gives til produktion af spillefilm, kan opdeles i to typer; konsulentordningen, der udelukkende er baseret på en kunstnerisk bedømmelse af et projektforslag, og så den såkaldte 60/40 ordning, hvor filmforslagene vurderes ud fra, om filmen forventes at kunne tiltrække et stort publikum.⁴

Skal man tro det indledende citat, kan det imidlertid ikke forudses, hvorvidt et filmprojekt vil blive en økonomisk succes med stor publikumsappel, idet »nobody knows anything«. Er dette sandt, giver det reelt ingen mening at operere med den såkaldte

Indlægget er baseret på et øvelsesoplæg i Kulturokonomi ved Økonomisk Institut, Københavns Universitet. Øvelsesoplægget blev tildelt McKinsey prisen i efterårssemesteret 2005.

1. Citat af Arthur De Vany og manuskriptforfatter William Goldman i De Vany (2004), s. 7 og 71.

2. Det Danske Filmleksikon, s. 166.

3. Det Danske Filminstitut (2005), s. 3.

4. Jf. Filmloven af 1997 og www.danmark.dk.

60/40 ordning. Omvendt bør tildeling af konsulentordningens støtte være uafhængig af, om en film forventes at blive en publikumssucces, endsige en rentabel investering. Således bør det ikke have betydning for denne ordning, om man kan forudsige filmens indtjening og publikums dom, da det netop fra politisk side er ønsket, at det er filmens kunstneriske indhold, som skal bedømmes. Man kan således argumentere for, at denne type ordning måske netop vil fungere optimalt såfremt »nobody knows anything«, da tildelingen dermed ikke kan blive biased af, om konsulenterne kommer til at skæve til filmens økonomiske perspektiv også.

I denne artikel betragtes DFI's to typer støtteordninger ud fra en empirisk tilgangsvinkel. Følgende konkrete problemstillinger undersøges:

60/40 støtteordningen

- Har DFI historisk set været i stand til at forudse, hvorvidt filmprojekter har publikumsappel – med andre ord har antallet af solgte billetter været signifikant højere for de film, der fra filminstituttets side er blevet spået en høj indtjening og dermed har fået tildelt 60/40 støtte?
- Hvis det viser sig, at DFI knows something og dermed har succes med at udvælge publikumssucceserne, kan man da ved at undersøge de film, som har fået tildelt 60/40 støtte, komme det nærmere hvilke ex ante observerbare karakteristika, der kendetegner disse »succesfilm«?

Konsulentordningen

- Hvordan påvirkes salget af biografbilletter af, om en film er blevet tildelt støtte efter konsulentordningen? Forventningen er, at såfremt DFI efterlever det politiske krav om at støtte alsidige og kunstneriske film med denne type støtte, da har tildeling af konsulentstøtte en negativ effekt på antal solgte billetter.

Artiklen har følgende struktur: I afsnit 2 opridses kort den danske filmstøttes historie. I afsnit 3 foretages en kort sammenligning med en række andre europæiske lande, for derved at sætte den danske filmstøtte og det danske filmmarked i perspektiv. Dernæst præsenteres i afsnit 4 den empiriske analyse, herunder en gennemgang af data-materialet, overvejelserne bag valget af variable samt analyseresultaterne. Afslutningsvis opsummeres artiklens konklusioner i afsnit 5.

2. Den danske filmstøtte

2.1 Dansk filmlovgivning og filmstøtte – et historisk overblik⁵

Indtil den første danske filmlov blev indført i 1922, var der ingen egentlig lovgiv-

5. Det Danske Filmleksikon, s. 162 samt www.danmark.dk og www.dfi.dk.

ning på filmområdet, hvorfor filmen sorterede under de lokale politimyndigheder. Formålet med at etablere Filmloven af 1922 var først og fremmest at indføre et statsligt styret biografbevillingssystem, herunder at fastsætte klare regler for betaling af en forlystelsesaftag. Godt 40 år senere erstattedes den eksisterende filmlov af en ny lov, Filmloven af 1964, der kom til at høre under det nyligt oprettede Kulturministerium. Med Filmloven af 1964 blev Filmfonden oprettet – en fond, der via sine indtægter fra en afgift på salget af biografbilletter, kunne støtte produktionen af kunstneriske danske film. Dette var første gang, det blev muligt at søge om støtte til produktion af film i Danmark. På grund af den svigtende succes for dansk film op igennem 1960erne havde Filmfonden dog ret begrænsede midler til sin rådighed, og det erkendtes fra politisk side, at dansk film og i særdeleshed kunstneriske film kun ville kunne overleve, såfremt der blev bevilget direkte statsstøtte til filmbranchen. I 1972 afløstes Filmfonden derfor af en ny institution, DFI, der ved hjælp af statslige midler bevilget over finansloven skulle støtte produktionen af danske film af kunstnerisk og kulturel kvalitet. DFI eksisterer, som bekendt, stadig, men med indførelsen af den nuværende danske Filmlov af 1997, blev de to tidligere institutioner, Statens Filmcentral og Det Danske Filmmuseum, samlet under DFI, direkte under Kulturministeriet. Siden 1997 har DFI således været den eneste statslige filminstitution i Danmark.

2.2 Gældende dansk filmlov

Ifølge Filmloven af 1997 er formålet med DFI primært at yde statsstøtte til udvikling, produktion og distribution af spillefilm, kort- og dokumentarfilm.⁶ Endvidere varetager DFI en række andre funktioner, herunder forskning på filmområdet, tildelelse af biografstøtte, bevaring af filmmateriale m.v., hvilket ikke vil blive behandlet yderligere, da det er mindre interessant i forhold til artiklens konkrete problemstilling. Dog vil de to støtteordninger, konsulentordningen og 60/40 ordningen, der vedrører produktion af spillefilm, og som derfor har relevans her, kort uddybes.

*Konsulentordningen*⁷

DFI kan efter forslag fra instituttets konsulenter yde støtte til produktion af spillefilm efter den såkaldte konsulentordning. Støtten er alene baseret på en kunstnerisk bedømmelse af de projektforslag, som indleveres til filmkonsulenterne. Såfremt, der tildeles støtte, vil det i det individuelle tilfælde besluttes, hvor stor en andel af produktionsomkostningerne, der skal ydes støtte til. Da der imidlertid ikke er nogen begrænsning på støttens andel af det samlede budget, kan DFI i princippet yde konsulentstøtte, der dækker produktionsomkostningerne 100%.

6. Filmloven af 1997, § 2.

7. Det Danske Filminstitut (1999a) og (2003) samt www.danmark.dk.

*60/40 ordningen*⁸

I den såkaldte *60/40 ordning* vurderes filmforslagene alene ud fra, om filmen forventes at kunne tiltrække et stort publikum. Støtten tildeles uden forudgående konsulentbehandling (som det er tilfældet i konsulentordningen). I stedet indhentes en teknisk, dramatisk og økonomisk vurdering af projektet samt en vurdering af filmens distributionspotentiale. Produktionsstøtten kan, som navnet indikerer, ydes med op til 60% af filmens budget.

3. Sammenligning med filmindustrien i andre europæiske lande

I Danmark er der en meget høj markedsandel af danske film i biografene (målt ved antal solgte billetter). I perioden 1997-2004 var 23,5% af de viste biograffilm således danskproducerede. Enkelte år var markedsandelen helt oppe over 30%.⁹

Sammenlignes med de øvrige nordiske lande, der alle har statslige filminstitutter som i Danmark, fremgår det af figur 1, at markedsandelen af nationale film i disse lande er lavere, specielt i Norge (11,3%) og Finland (15,4%). I 2004 havde DFI et samlet budget på 48 mio. euro.¹⁰ Til sammenligning havde Svenska Filminstitutet et samlet budget på 43 mio., mens Norsk Filmfond og The Finnish Film Board havde budgetter på henholdsvis 22 og 24 mio. euro.¹¹ Uden at postulere at højere filmstøtte pr. automatik fører til en højere andel af nationale film, så synes der at være en vis sammenhæng mellem de to størrelser i de nordiske lande.

Betragtes de øvrige lande, som er medtaget i Figur 1, og som anses for at være de fem største filmnationer i Europa,¹² er det lidt sværere at sammenligne filmstøtten i disse lande med den danske. Dette skyldes først og fremmest, at landene ikke på samme måde som i Danmark og de øvrige nordiske lande har tradition for direkte statsstøtte til filmindustrien. Til gengæld har de en række love og reguleringer, som på anden vis kompenserer den nationale filmindustri. Eksempelvis har Frankrig, Spanien og Italien kvoter for, hvor mange udenlandske film, der må importeres og vises i biografene. Endvidere har Frankrig og Italien – og nyligst Storbritannien¹³ – indirekte støtteordninger i form af skattefradrag for nationale filmproducenter, mulighed for udskydelse af skat og/eller rentefri lån.¹⁴ I Frankrig estimeres denne indirekte film-

8. Det Danske Filminstitut (1999b) og (2003) samt www.danmark.dk.

9. Det Danske Filminstitut (2005), s. 10.

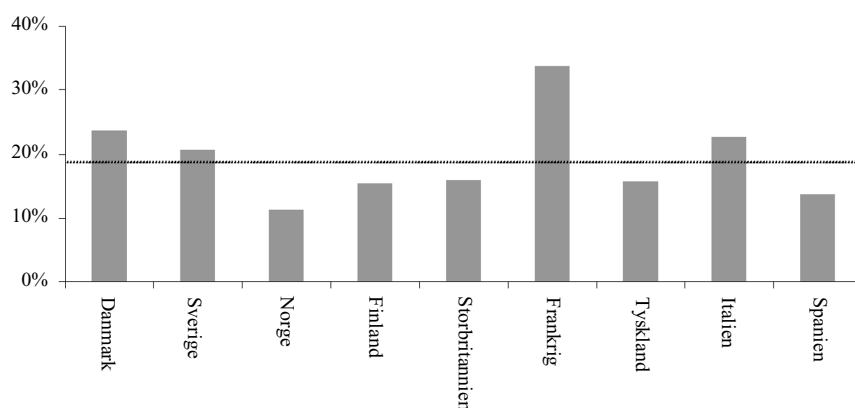
10. Det Danske Filminstitut (2005), s. 4.

11. Jf. Svenska Filminstitutet, www.sfi.se, Norsk Filmfond, www.filmfondet.no og The Finnish Film Board, www.ses.fi.

12. Det Danske Filminstitut (2005), s. 10.

13. Ifølge BBC har Storbritannien i juli 2005 vedtaget en ny filmlov, der skal give skattelettelse til filmproducenter. Beløbsmæssigt er der tale om skattelettelse, der svarer til 20% af produktionsomkostningerne for film med budgetter op til £20 mio. Det bør i den forbindelse nævnes, at filmloven trådte i kraft i april 2006, hvorfor ordningen naturligvis ikke afspejles i figur 1.

14. Matins, s. 7; Santielle, s. 12-13 samt Strover, s. 4-5.



Figur 1. Den gennemsnitlige markedsandel af nationale film i Danmark, de nordiske lande samt i de fem største europæiske filmnationer (Storbritannien, Frankrig, Tyskland, Spanien og Italien) i perioden 1997-2004.

Note: Gennemsnitligt er markedsandelen af nationale film 19,2% for de 9 lande.

Kilde: DFI og European Audiovisual Observatory (Lumière Database).

støtte årligt at udgøre flere hundrede millioner euro.¹⁵ På trods af at flere af de store europæiske lande indirekte støtter deres filmindustri med beløb, der (formentlig) overstiger de danske budgetter, er der dog relativt set en ret stor andel af biografgængere i Danmark, som foretrækker nationalt producerede film – selv sammenlignet med disse største europæiske filmnationer.

4. Den empiriske analyse

Efter introduktionen af den danske og til dels europæiske filmstøtte er næste skridt at præsentere den anvendte empiriske model. Inden modellen opstilles, introduceres datamaterialet kort, ligesom de overvejelser og problemstillinger, der ligger bag selekteringen af modellens variable, præsenteres.

4.1 Datamaterialet

Datamaterialet er sammensat af en række oplysninger fra Danmarks Statistik, DFI, Biografklub Danmark, Producentforeningen samt diverse elektroniske filmdatabaser. Datasættet har 209 observationer fordelt på 8 perioder. De 209 observationer er et fuldstændigt sample af de danskproducerede spillefilm, der er blevet vist i danske biografer i perioden 1997-2004. Denne periode er valgt, dels fordi det ikke har været muligt at indsamle fuldstændige data for årene før 1997, og dels fordi det er en naturlig

15. Coven, Tyler, s. 1.

periode at betragte, idet DFI og den danske filmstøtte, som den kendes i dag, netop har eksisteret siden 1997. En anden afgrænsning, der her bør nævnes, er, at det alene er dansk producerede spillefilm, der betragtes i nærværende artikel.¹⁶

For hver enkelt film er indhentet oplysninger om filmens titel, kategori, instruktør, producent og premieredato. Endvidere er det undersøgt, hvorvidt filmene har været del af konceptet Biografklub Danmark, og om filmene har modtaget filmstøtte fra DFI. Endelig er der indhentet oplysninger om, hvor mange biografbilletter, de enkelte film har solgt i Danmark.

4.2 Specifikation af modellen

Den empiriske litteratur om dansk filmindustri og i særdeleshed dansk filmstøtte er yderst sparsom. Inspirationen til, hvorledes den empiriske model kan specificeres, er således fundet i den amerikanske litteratur. I verdens førende filmnation, USA, har en række forskere i mere end 25 år analyseret, hvad der generelt har betydning for, om en film opnår økonomisk succes.¹⁷ Så vidt vides, er der ikke lavet empiriske studier af filmstøtte hverken i USA eller i andre lande, men derfor kan fremgangsmåden fra de amerikanske undersøgelser godt inspirere og til dels overføres til den aktuelle problemstilling. I artiklerne analyseres det, om der ved hjælp af regressionsanalyser kan påvises en sammenhæng mellem på den ene side en films økonomiske succes og på den anden side ex ante observerbare karakteristika, der kan tænkes at påvirke, om en film opnår økonomisk succes eller ej.

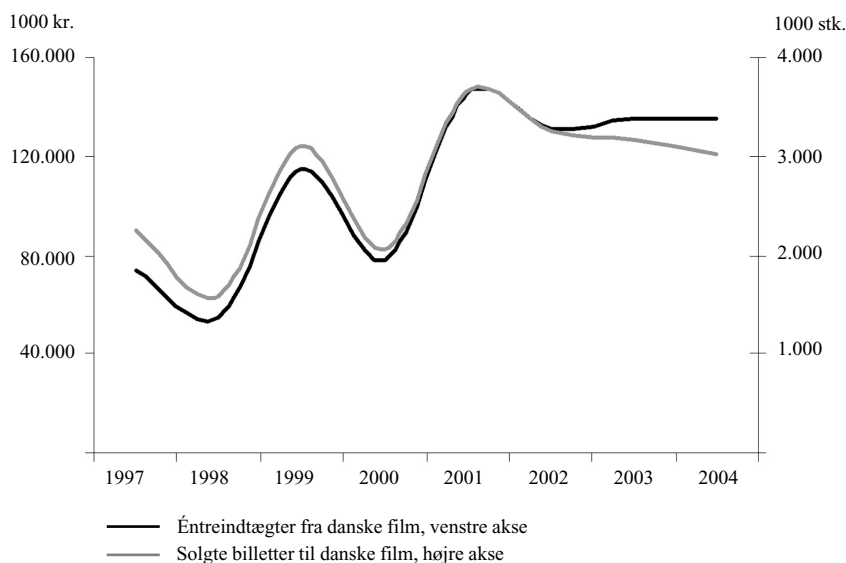
Det første problem opstår, når det skal defineres, hvilke observerbare størrelser, der kan anvendes som mål for en films økonomisk succes. Et problem for såvel amerikanske som danske film er, at filmproducenterne ikke har pligt til at opgive, hvor stor profit de tjener på de enkelte filmproduktioner. Således må andre observerbare karakteristika anvendes som proxy for, om en film har været en økonomisk succes. I de ældste empiriske undersøgelser, der går tilbage til 1980'erne, anvendes national indtjening (det vil sige indtjeningen ved biografalg i USA, målt i USD) som proxy-variabel.¹⁸ I nyere undersøgelser fra 1990'erne modelleres filmens økonomiske succes ikke blot som den nationale indtjening, men ved den totale indtjening, oftest defineret som summen af den nationale og den internationale indtjening ved biografalg samt indtægterne fra videodistribution.¹⁹ For amerikanske data er det estimeret, at hovedparten af indtjeningen i gennemsnit kommer fra videodistribution, mens ca. 30% stammer fra

16. Spillefilm defineres som fiktionsfilm med en længde på minimum 85 minutter og inkluderer således ikke animations-, kort- og dokumentarfilm, ligesom internationale co-produktioner ikke er medtaget.

17. Ravid (2005), s. 33.

18. Eksempelvis hos Litman (1983), Litman & Kohl (1989) og De Vany (2004).

19. Eksempelvis hos Ravid (2004).



Figur 2. Sammenhængen mellem entreindtægter og antal solgte billetter (udelukkende for danske film i danske biografteater).

Kilde: Danmarks Statistik, BIO2.

biografindtægter i andre lande og kun knap 20% fra biografindtægter i USA.²⁰ Således argumenteres der i flere artikler for, at det (i hvert fald for amerikanske data) er behæftet med fejl kun at se på antal solgte biografbilletter i hjemlandet.²¹

I nærværende artikel anvendes (logaritmen til) antal solgte biografbilletter i Danmark som proxy-variabel for den enkelte films succes. Dette skyldes dels, at det er de eneste data, der er tilgængelige for danske film, dels at antal solgte biografbilletter i Danmark synes at være et udmærket estimat for filmenes økonomiske succes målt i kroner og øre.

Figur 2 viser udviklingen i henholdsvis entreindtægter og antal solgte billetter for danske film i den observerede periode. Som det fremgår, er trenden den samme for de to måleenheder, hvilket også afspejles i korrelationskoefficienten på 0,969 mellem antallet af solgte billetter og indtjeningen fra danske film.

Som beskrevet, har der i den amerikanske litteratur været fokuseret på effekten fra indtjeningen af biografteater i udlandet, idet det amerikanske filmmarked i meget stor udstrækning er baseret på eksport til andre lande. Om end dette i mindre udstrækning er tilfældet for dansk film, har der de seneste ti år været en række store internationale succeser blandt de danske spillefilmsproduktioner, specielt blandt de såkaldte dogme-

20. Ravid (2005), s. 34.

21. Eksempelvis Ravid (2005).

Tabel 1. Antal solgte biografbilletter for de ti største internationale succeser for dansk producerede spillefilm i perioden 1997-2004.

		Solgte billetter i udlandet	Solgte billetter i Danmark	Solgte billetter i alt	
1	Dancer in the Dark	2000	4.348.252	202.782	4.551.034
2	Frøken Smillas fornemmelse for sne	1997	3.053.150	411.654	3.464.804
3	Italiensk for begyndere	2000	2.978.066	828.701	3.806.767
4	Festen	1998	2.405.869	403.642	2.809.511
5	Dogville	2003	1.717.734	109.712	1.827.446
6	Idioterne	1998	715.314	119.892	835.206
7	Mifunes sidste sang	1999	704.417	351.128	1.055.545
8	Olsenbandens sidste stik	1998	565.067	628.801	1.193.868
9	Elsker dig for evigt	2002	408.508	506.493	915.001
10	Wilbur begår selvmord	2002	201.100	167.770	368.870
I alt		1997-2004	17.097.477	3.730.575	20.828.052

Note: Tegnefilmene *Hjælp, jeg er en fisk* og *Drengen der ville gøre det umulige* skulle have været medtaget på listen, hvis det ikke alene var afgrænset til at inkludere danskproducerede spillefilm.

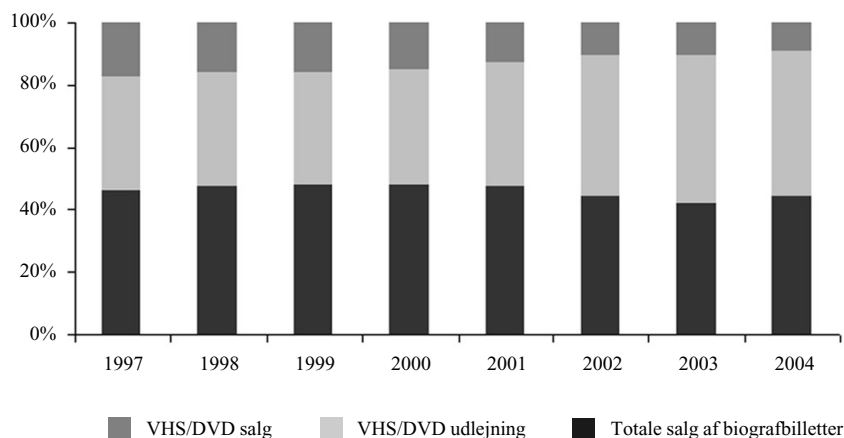
Kilde: DFI.

film. I tabel 1 er vist antallet af solgte billetter for de ti bedst sælgende danske spillefilm fra perioden 1997-2004.

Som det fremgår af tabel 1, har de ti største succeser internationalt set solgt ca. 17 mio. billetter i udlandet. Til sammenligning har samtlige danskproducerede spillefilm i den samme periode solgt knap 22 mio. billetter i de danske biografer. Således er antallet af solgte billetter i udlandet bestemt ikke af en ubetydelig størrelse, og det havde derfor været at foretrække at inddrage information om antallet af solgte billetter i udlandet for samtlige film i samplet, såfremt disse oplysninger var tilgængelige. Dette ikke mindst fordi de udenlandske indtægter tilkommer forholdsvis få film, og dermed kan det ikke anslås ud fra salget af billetter i Danmark, hvor mange billetter, de enkelte film har solgt internationalt.

I sammenhæng med diskussionen af, om salget fra biografbilletter i udlandet bør inddrages, er det ligeledes værd at reflektere over betydningen af indtægterne fra videodistribution for danske data. Det har ikke været muligt at indhente oplysninger om, hvor meget hver enkelt film har tjent på salg og udlejning af VHS/DVD. Dog forefindes aggregerede data for indtægterne fra henholdsvis salg af biografbilletter og fra salg og udlejning af VHS/DVD, jf. figur 3.

Som det fremgår, har forholdet mellem indtjeningen fra biografbilletter (i Danmark og udlandet) og den samlede indtjening fra VHS/DVD-indtægter været forholdsvis

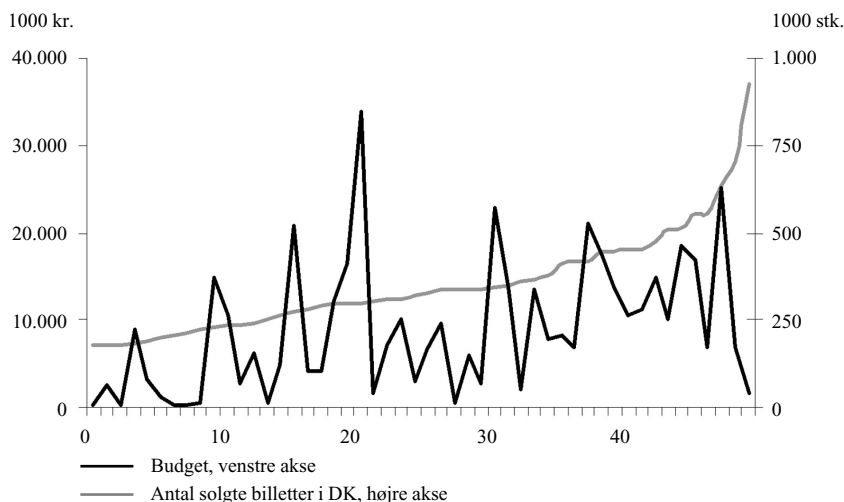


Figur 3. Forholdet mellem indtjening fra salg af biografbilletter, VHS/DVD-udlejning samt VHS/ DVD-salg.

Kilde: DFI samt Foreningen for Danske Videogramdistributører.

stabil gennem perioden 1997-2004. I gennemsnit bliver 46% af indtægterne indtjent i biografene. Baseret på disse historiske data synes det acceptabelt at antage, at den totale indtjening proportionalt følger indtjeningen fra biografene, hvilket som vist ovenfor igen er korreleret med antallet af solgte billetter. Dette ændrer dog ikke ved, at salget fra VHS/DVD i princippet kunne stamme fra en ganske lille andel af de danske biografilm, ligesom tilfældet var med antal solgte biografbilletter i udlandet. Ifølge Danske Videodistributørers udsagn, er dette dog ikke tilfældet. De mener, at der er en høj korrelation mellem en films succes i biografen og på VHS/DVD-markedet, hvilket taler for, at information om VHS/DVD distribution kan udelades. Desuden kan det bemærkes, at det ville medføre andre problemer at inddrage indtægterne fra VHS/DVD, idet cash flowet af videodistributionsindtægter traditionelt set strækker sig over lang tid, somme tider flere år efter biografpremieren. Således ville VHS/DVD-indtægterne fra film produceret i 1997 ikke uden videre kunne sammenlignes med VHS/DVD-indtægterne fra 2004, simpelthen fordi filmene fra 2004 endnu ikke er fuldt indtjent på videomarkedet.

Som noget af det nyeste i den amerikanske forskning, har der været fokuseret på hvilket afkast, de enkelte film har haft på deres investering, snarere end på hvad filmene har solgt af billetter eller indtjent målt i USD. Således har også den totale indtjening divideret med filmens budget været anvendt som afhængig variabel ud fra en betragtning om, at »it is easy to produce movies that gross a lot of money – just put in a lot of



Figur 4. Sammenhængen mellem budgettet og antal solgte billetter for 50 tilfældigt udvalgte danske film, 1997-2004.

Kilde: DFI.

money. However, that may not be a profit maximizing strategy». ²² Igen kunne der argumenteres for at vælge dette mål frem for antal solgte billetter. I modsætning til i USA er der imidlertid ikke offentligt tilgængelige oplysninger om de enkelte films budgetter i Danmark. Variationen i budgetstørrelserne er dog væsentlig mindre i Danmark, hvilket også understøttes af oplysninger modtaget fra DFI. Heraf fremgår antallet af solgte billetter samt budgettet for 50 tilfældigt udvalgte film i perioden 1997 til og med 2004. Figur 4 viser den grafiske sammenhæng mellem de to størrelser, og som det fremgår, er korrelationen mellem antal solgte billetter i Danmark og filmenes budgetter ikke så udpræget – korrelationskoefficienten er 0,29.

For kort at opsummere er der altså ikke et entydigt svar på, hvordan modellens afhængige variabel bør defineres. Ud fra de data, der har været tilgængelige, er logaritmen til antallet af solgte biografbilletter valgt. Om end dette muligvis ikke er det optimale mål for, om en film har været en økonomisk succes, synes det dog at være en ganske god approksimation.

Som forklarende variable i den anvendte regressionsmodel er medtaget en dummy for, om filmene har modtaget henholdsvis konsulentstøtte og 60/40 støtte. Disse to variable betegnes *konsulent* og *60/40* og tildeles værdien 1, såfremt en film har modtaget den konkrete type støtte, og 0 ellers. Det bemærkes, at en film ikke kan modtage begge typer støtte. Med inspiration fra den tidligere omtalte amerikanske litteratur er endvidere medtaget en dummy for, om der er tale om en familiefilm. Dette skyldes, at

22. Ravid (2005), s. 37.

flere empiriske undersøgelser på amerikanske data har konkluderet, at der burde produceres flere familiefilm, de såkaldte G/PG-rated movies, idet disse har en signifikant højere indtjening end de såkaldte R-rated movies, der kun er tilladt for et aldersbegrænset publikum.²³ Den genererede variabel i det anvendte datasæt er en binær variabel, betegnet *kategori*, hvor der skelnes mellem familiefilm, som er tilladt for alle og som tildeles værdien 1, og så film, der ikke er tilladt for alle, og som har værdien 0. Kategoriinddelingen kunne være mere specifik, men da datasættet trods alt er rimelig begrænset, ville det resultere i ganske få observationer i hver underkategori. Dernæst er medtaget dummyvariable for, om filmene har haft premiere om *sommeren*, *efteråret* eller *vinteren*. Flere amerikanske undersøgelser har analyseret premieredatoens betydning, og observeret signifikante sæsonvariationer i antallet af solgte billetter.²⁴ Her er det forventningen, at danskerne i højere grad går i biografen i årets mørke måneder, det vil primært sige om vinteren. Endelig er der i modellen medtaget tidsdummier for årene 1997-2003 for at trække eventuelle tidseffekter ud af modellen.

Af andre nævneværdige parametre, som har været anvendt som forklarende variable i de amerikanske regressioner, kan nævnes antallet af anmeldelser (totalt set og/eller negative anmeldelser alene). Endvidere har flere undersøgt, om deltagelse fra skuespillere, som har vundet eller været nomineret til en oscar for deres medvirken i tidligere film, har indflydelse på en films succes.²⁵ Der føres ikke statistik over, hvor mange anmeldelser (gode som dårlige), de enkelte film får i den danske presse, hvorfor denne variabel er udeladt. Hvad angår indflydelsen fra skuespillere, kunne der inddrages en variabel for, om kendte danske skuespillere optræder i de forskellige film. Da der imidlertid ikke eksisterer et egentligt stjernesystem i Danmark a la det i USA, og da stort set alle danske spillefilm har kendte skuespillere i hovedrollerne, vurderes det ikke, at det egner sig at medtage denne information i en analyse på danske data. I stedet er der fokuseret på de parametre, der i særdeleshed knytter sig til det danske filmmarked, og som kunne have betydning for en films succes. I den forbindelse er medtaget en dummy for, om filmene har været del af det såkaldte Biografklub Danmark koncept. Klubben talte i 2004 185.000 medlemmer, som for en pris på ca. 75 kr. får 50% rabat i alle landets biografer på en udvalgt række film. Da man køber en »pakkeløsning«, vil der givet vis være film iblandt, som ikke umiddelbart ville have haft førsteprioritet, men som medlemmerne alligevel går ind og ser, da det er halv pris. Således er forventningen, at de 2-4 danske film, der hvert år udvælges af filmklubben vil blive set af et større publikum. Variablen kaldes *biografklub* og har værdien 1, hvis en film har været del af konceptet og 0 ellers.

23. De Vany (2004), s. 99.

24. Eksempelvis hos Vogel (2004), s. 52 og Moul og Shugan, s. 85-90.

25. Eksempelvis hos Litman og Kohl (1989), De Vany (2004) og Ravid (2005).

Tabel 2. Regressionsanalyse.

Source	SS	df	MS			
Model	898.425376	14	64.1732411			
Residual	789.919127	194	4.07174808			
Total	1688.3445	208	8.11704088			

Inbilletter	Coef.	Std. Err.	t	P > t	[95% Conf. Interval]	
60/40	3.17585	.3904826	8.13	0.000	2.405713	3.945986
konsulent	2.49321	.3536578	7.05	0.000	1.795702	3.190718
biografklub	1.921921	.5741525	3.35	0.001	.7895387	3.054303
kategori	1.296586	.2884346	4.50	0.000	.7277157	1.865456
sommer	.5639202	.5000739	1.13	0.261	-.4223593	1.5502
efteraar	.704727	.3713937	1.90	0.059	-.0277608	1.437215
vinter	1.035791	.4050403	2.56	0.011	-.2369431	1.834639
d1997	.8975203	.6404266	1.40	0.163	-.3655722	2.160613
d1998	-.3411273	.5891519	-0.58	0.563	-1.503092	.8208379
d1999	-1.340477	.5321525	-2.52	0.013	-2.390024	-.2909294
d2000	-.4866982	.6170465	-0.79	0.431	-1.703679	.7302825
d2001	-.2240115	.5869108	-0.38	0.703	-1.381557	.9335337
d2002	-.5222447	.5572118	-0.94	0.350	-1.621215	.576726
d2003	-.0975608	.5362078	-0.18	0.856	-1.155106	.9599845
_cons	.155695	.4999452	0.31	0.756	-.8303306	1.141721

Antal obs. = 209, F(14, 194) = 15,76, Prob. > F = 0.0000, R-squared = 0.5321, Adj R-squared = 0.4984, Root MSE = 2.0179.

De valgte variable kan nu sammenfattes i følgende multiple regressionsligning:

$$\begin{aligned} \text{Inbilletter} = & \beta_0 + \beta_1 \text{60/40} + \beta_2 \text{konsulent} + \beta_3 \text{biografklub} + \beta_4 \text{kategori} \\ & + \beta_5 \text{sommer} + \beta_6 \text{efteraar} + \beta_7 \text{vinter} + \beta_8 \text{1997} + \dots + \beta_9 \text{2003} + u, \end{aligned} \quad (1)$$

4.3 Analyseresultater

Estimeres ligning (1), fås resultaterne, der fremgår af tabel 2. Det ses, at tildeling af filmstøtte fra 60/40 ordningen har signifikant *positiv* indflydelse på antallet af solgte billetter helt ned på 1% niveau. Det kan således ikke afvises, at DFI har været i stand til at forudse, hvorvidt filmprojekter har publikumsappel – et udfald, der altså ikke harmonerer med udsagnet om, at »nobody knows anything«.

Betragtes koefficienten til variabelen *konsulent* er denne ligeledes positiv og signifikant på alle niveauer af interesse, hvilket ikke var forventet. Hypotesen om, at DFI, når det tildeler støtte til alsidige og kunstneriske filmprojekter, vælger skæve og små produktioner uden den store publikumsappel, viser sig ikke at kunne forsvares ud fra

ovenstående resultater. Omvendt er konklusionen faktisk, at de danske film, der modtager konsulentstøtte, sælger væsentlig flere billetter end de film, der ingen støtte modtager – men dog ikke helt så mange billetter som de film, der modtager 60/40 støtte. Om dette så er et billede på, at konsulenterne i DFI vælger de mere sikre investeringer med bred publikumsappel, selv når de tildeler filmstøtte efter konsulentordningen, kan så diskuteres.

I den forbindelse kan drages en parallel til den debat, der foregik i medierne i løbet af sommeren 2005 om netop den danske filmstøtte. Debatten blev igangsat af et politisk forslag fra Venstres kulturpolitiske ordfører, Ellen Trane Nørby, om at nedsætte filmstøtten med 150 mio. kr. over fire år, et beløb der svarer nogenlunde til den del af filmstøtten, der bliver brugt på 60/40 støtten. I den forbindelse udtalte filmproducenten Regner Grasten, at »Der skal en radikal ændring til i det kommende filmforlig, for ellers kan vi lige så godt halvere filmstøtten og give den til sygehusene. Alle vil lave den type film, som Filminstituttet gerne vil have. Det er instituttet, som bestemmer, hvilken slags film der bliver lavet i Danmark. Og jeg er helt enig i, at dansk film stort set kun bevæger sig på midten. Det er ligesom med dansk politik«. ²⁶ Om Regner Grasten har ret, er i høj grad en subjektiv vurdering, men det er da tankevækkende, at de film, der udelukkende bør få støtte ud fra en kunstnerisk bedømmelse, klarer sig så godt i biograferne.

Betragtes de øvrige estimationsresultater, fremgår det af tabel 2, at både *filmklub* og *kategori* er signifikante helt ned på et 1% niveau. Det betyder, som forventet, at en familiefilm alt andet lige vil sælge flere billetter, ligesom en plads i Filmklub Danmark har signifikant betydning for antallet af solgte billetter. Med hensyn til sæson-dummierne, så fremgår det, at de film, som har premiere om vinteren alt andet lige sælger flere billetter, hvilket var som forventet.

Da det, som vist, har positiv og signifikant effekt på antallet af solgte biografbilletter, at en film har modtaget 60/40 støtte, vil det afslutningsvis analyseres, om der er nogle ex ante observerbare karakteristika, der har signifikant betydning for, om en film får tildelt filmstøtte efter denne ordning. Med andre ord, har der været større chance for at modtage 60/40 støtte, hvis filmen eksempelvis har haft en erfaren instruktør eller en af de største danske producenter?

For at undersøge dette betragtes et subsample af det oprindelige datasæt. I det nye datasæt indgår kun film, som ingen støtte har fået eller som har modtaget 60/40 støtte. Datasættet tæller 89 observationer, og for hver enkelt film er oplysningerne om kategori, producent og instruktør anvendt. Mere konkret indgår en dummy for, om det er en *debutant*, som har instrueret filmen, eller om det er en *erfaren* instruktør (defineret

26. Citat fra artiklen Kragh (2005a).

Tabel 3. Maksimum likelihood estimation af probit modellen.

60/40	Coef.	Std. Err.	z	P > z	[95% Conf. Interval]	
kategori	.361817	.303614	1.19	0.233	-.2332555	.9568894
debutant	.0791841	.407009	0.19	0.846	-.7185389	.8769071
erfaren	.654463	.3785611	1.73	0.084	-.0875031	1.396429
producent	-.2552849	.3401971	-0.75	0.453	-.922059	.4114891
d1997	-1.157164	.5518159	-2.10	0.036	-2.238704	-.0756252
d1998	-.2028846	.5203157	-0.39	0.697	-1.222685	.8169155
d1999	.2992105	.6409244	0.47	0.641	-.9569782	1.555399
d2000	.9324466	.6512025	1.43	0.152	-.3438868	2.20878
d2001	.4489943	.5235064	0.86	0.391	-.5770594	1.475048
d2002	-.3556781	.5206388	-0.68	0.495	-1.376111	.6647552
d2003	-.2328672	.4755648	-0.49	0.624	-1.164957	.6992227
_cons	-.0143963	.3962016	-0.04	0.971	-.7909372	.7621446

Probit estimator. Antal obs. = 89, LR $\chi^2(11) = 16.99$, Prob. > $\chi^2 = 0.1080$, Log likelihood = -52.24012. Pseudo $R^2 = 0.1399$.

som en instruktør, der minimum har instrueret fem film). Desuden er medtaget en dummy for, om det er en af de tre største *producenter* i Danmark, som har produceret filmen.²⁷ Endelig er dummyen *kategori* medtaget som i den første regression. Som beskrevet ovenfor, kunne man have også have set på effekten fra skuespillere, men dette er også udeladt her – ud fra samme argumentation som tidligere.

Da den afhængige variabel nu er en binær variabel, der antager værdien 1, hvis en film har fået 60/40 støtte og 0 ellers, benyttes en probitmodel. Estimationsresultaterne fremgår af tabel 3.

Som det fremgår, er der ingen af de valgte variable, som har signifikant betydning for, om en film er blevet tildelt 60/40 støtte, målt på et 5% signifikansniveau. Eneste variabel, der er signifikant på 10% niveau er erfaren, det vil sige, at filminstruktører med mere end fem produktioner bag sig, oftere har fået tildelt 60/40 støtte end debutanter og mindre erfarne instruktører. Da 60/40 støtten netop skal gives til projekter, der forventes at kunne tiltrække et stort publikum, er dette ikke så overraskende.

6. Konklusion

I den amerikanske litteratur konkluderes det om filmproduktion, at »nobody knows anything« – det vil sige, at det ikke kan forudses, hvorvidt et filmprojekt bliver en økonomisk succes. Konklusionen i denne artikel er en anden. Den empiriske analyse af danske spillefilm i perioden 1997-2004 har vist, at antallet af solgte biografbilletter i

27. De tre største filmproducenter i Danmark (målt på omsætning i den relevante periode 1997-2004) er ifølge Producentforeningen Nordisk Film, Zentropa og Regner Grasten.

Danmark har været signifikant højere for de film, som har fået tildelt 60/40 støtte. Dermed kan det ikke afvises, at DFI rent faktisk har været i stand til at forudse, hvorvidt filmprojekter har publikumsappel. I den videre undersøgelse af, om der er en signifikant sammenhæng mellem på den ene side valget af instruktør, kategori og producent og på den anden side, om en film modtager 60/40 støtte, fremkom der ingen tydelige effekter. Om der således er nogle ex ante observerbare karakteristika, der har betydning for, om en film modtager 60/40 støtte, og hvad disse i så fald er, står således hen i det uvisse.

Den anden del af undersøgelsen, som vedrørte konsulentstøtten, viste ligeledes en signifikant positiv sammenhæng mellem antallet af solgte billetter og tildeling af støtte. Dette var ikke forventet, da konsulentstøtte ifølge Filmloven af 1997 og DFI's vedtægter skal baseres på en kunstnerisk bedømmelse af de enkelte filmprojekter. Alt i alt har denne analyse således vist, at spillefilm, der har fået tildelt den ene eller anden form for filmstøtte, historisk set har haft signifikant større chance for økonomisk succes!

Litteratur

- Cowen, T. 1998. *French Kiss-Off – How protectionism has hurt French films* Reason, July.
- De Vany, A. 2004a. *Hollywood Economics* Routledge. 2004.
- De Vany, A. 2004b. *Motion Picture Directors: Luck, Talent and Rewards* Published in *Economics of Art and Culture*, Elsevier.
- Det Danske Filminstitut. 1999a. *Konsulentordningen, 1999-2003*.
- Det Danske Filminstitut. 1999b. *60/40 ordningen, 1999-2003*.
- Det Danske Filminstitut. 2003. *Vilkår for støtte til spillefilm – konsulent- og 60/40 ordningen*.
- Det Danske Filminstitut. 2004. *Facts & Figures*.
- Det Danske Filminstitut. 2005. *Facts & Figures*.
- Filmloven. Lov nr. 186 af 12.03.1997.
- Kragh, N. 2005. *Filmmiljøet er blottet for mod* Politiken, 18. juli.
- Kragh, N. 2005b. *Privat finansiering af dansk film er håbløst* Politiken, tirsdag den 19. juli.
- Lange, A. 1995. *Who Still Goes to the Cinema?* Published by European Audiovisual Observatory in *Sequentia*, Volume II, nr. 5.
- Litman, Barry R. 1983. *Predicting the Success of Theatrical Movies* Journal of Popular Culture, nr. 17.
- Litman, B. R. og L. S. Kohl. 1989. *Predicting Financial Success of Motion Pictures* Journal of Media Economics, nr. 2.
- Martins, C. A. 1995. *Spain – The Comunidades Autonomas and the financing of audiovisual production* Published by European Audiovisual Observatory in *Sequentia*, Volume II, nr. 5.
- Moul, C. C. og S. M. Shugan. 2005. *Theatrical Release and the Launching of Motion Pictures* Published in *A Concise Handbook of Movie Industry Economics*, Cambridge University Press.
- Ravid, A. S. 2004. *Are they all Crazy or just Risk Averse? Some Movie Puzzles and Possible Solutions* Published in *Economics of Art and Culture*, Elsevier.
- Santanielle, G. 1995. *Italy – Regulation of a Complicated audiovisual landscape* Published by European Audiovisual Observatory in *Sequentia*, Volume II, nr. 5.
- Schepelern, P. 1999. *Filmleksikon* Rosinante.
- Strover, S. 1995. *Production Finance* Published by European Audiovisual Observatory in *Sequentia*, Volume II, nr. 5.
- Verbeek, M. 2003. *A Guide to Modern Econometrics* John Wiley & Sons, Ltd.
- Vogel, H. L. 2004. *Entertainment Industry Economics* Cambridge University Press, 6. udgave.
- Vogel, H. L. 2005. *Movie Industry Accounting* Published in *A Concise Handbook of Mo-*

- vie Industry Economics*, Cambridge University Press.
- Weinberg, C. B. 2005. *Profits out of the Picture: Research Issues and Revenue Sources beyond the North American Box Office* Published in *A Concise Handbook of Movie Industry Economics*, Cambridge University Press.
- www.allmovie.com
www.bbc.co.uk
www.boxofficemojo.dk
- www.danmark.dk
www.danskefilm.dk
www.dfi.dk
www.filmfondet.no
www.filmidanmark.dk
www.filmografi.dfi.dk
www.imdb.com
www.lumiere.obs.coe.int
www.scope.dk
www.ses.fi
www.sfi.se

Bog anmeldelser

Kjeld Møller Pedersen; *Sundhedspolitik, beslutningsgrundlag, beslutningstagen og beslutninger i sundhedsvæsenet*. Syd-dansk Universitetsforlag, 2005. 718 s. Anmeldt af Hans Keiding, Økonomisk Institut, Københavns Universitet.

Denne bog handler – især – om danske sundhedsøkonomiske og sundhedspolitiske forhold og begivenheder igennem det sidste tiår, og den er groet ud af undervisningsmateriale og konferenceindlæg skrevet over en årrække. Forfatteren må siges at være meget velplaceret til at skrive en sådan bog, idet han har været centralt placeret i den sundhedspolitiske diskussion igennem disse år, tæt på de sundhedspolitiske beslutningstagere.

I bogens første kapitel gives der en række bud på, hvad bogen *ikke* er, således er den ikke tænkt som en sædvanlig lærebog i sundhedspolitik – og så meget mindre i det snævrere fagområde sundhedsøkonomi. Det er måske endda tvivlsomt, om bogen sigter mod en anvendelse som lærebog, idet der i så fald trækkes ret kraftigt på de studerendes forudgående kendskab til store dele af disciplinen, og den faglige afgrænsning forekommer så også en smule diffus. Bogen fremstår snarere som en baggrundsbog til »Kjeld Møller Pedersens fag«. Det er måske heller ikke så ringe endda, for man kommer vidt rundt i dette fag, både i fagmiljøet, faglitteraturen, medierne og magtens korridorer.

I de indledende kapitler (1 – 4) trækkes en række store linier op: Hvad forstås ved sundhedspolitik? Hvem er de sundhedspolitiske aktører? Hvad forstås ved rationelle beslutninger? Undervejs gives en redegørelse for Kahneman og Tverskys ofte citerede påvisning af, at forventet-nytte aksiomerne i almindelighed ikke er opfyldt; her kunne man nok have ønsket lidt mere fordybelse i selve den forventet-nytte teori, som gendrives, for det

er jo ikke desto mindre alligevel den, man bruger, når det kommer til stykket.

Kapitlerne 5 – 9 handler om sundhedsøkonomiske analyser af lægemidler og behandlinger. Der lægges ud i kapitel 5 med en gennemgang af konkrete (men efterhånden lidt aldrende) cases, og der fortsættes i kapitel 6 med en diskussion af mediernes rolle i debatten om sundhedspolitiske emner, belyst ved talrige saftige eksempler fra de senere år. Her er det blandt andet mediernes rapportering af sammenlignende undersøgelser, hvor Danmark scorer rigtig dårligt, som får læst og påskrevet. Kommentarerne er velargumenterede, men de fylder måske lidt rigeligt (og der kommer mere senere), samtidig med, at de får et – formodentlig helt utilsigtet – præg af surhed over, at det sundhedspolitiske establishment undertiden møder modspil i medierne.

Kapitel 7 om teknikken i sundhedsøkonomiske analyser er en revideret udgave af et papir fra 2000; området er under kraftig udvikling både teoretisk og praktisk i disse år, blandt andet fordi sådanne analyser er på vej til at blive et led i administrativ praksis ved markedsførelse og tilskudsansøgninger for medicin, noget som igen smitter af på den faglige udvikling. Kapitel 8 diskuterer medicinsk teknologivurdering (MTV), en analyse af medicinske behandlingsmetoder som inddrager både teknologi, organisation, patientopfattelse og økonomi, med særlig vægt på den berømte betainterferon-sag, der unægtelig frembød en række markante særtræk, men som på den anden side trækker opmærksomheden væk fra andre spændende problemstillinger, herunder om MTV overhovedet er pengene værd – hvilken indsigt er skabt igennem de seneste års MTV-publikationer, og hvad har det kostet? Overvejelser af denne type kommer dog ind i det næste kapitel, hvor allerede overskriften antyder, at et mindre apparat undertiden kan være nok – noget der måske også gælder for de sundhedsøkonomiske analyser, hvor administration, industri og

konsulentfirmaer i fællesskab gejler hinanden op til et stadig mere bekesteligt analysearbejde, i de fleste tilfælde på områder, hvor konklusionerne hurtigt tegner sig ved en langt simplere analyse. Det konkrete eksempel analyseret i Kapitel 9 handler om kommunale behandlingsforsikringer; et hurtigt overslag viser, at en sådan forsikringsordning ikke vil kunne tjene sig ind igen for kommunerne, så set ud fra dette perspektiv er det ikke en god ide. Det blev jo i øvrigt heller ikke til noget, i hvert fald ikke ved den lejlighed.

De følgende kapitler 10 – 17 kan ses som en guidet tur gennem aktuelle debattemner i det danske sundhedsvæsen. Det første af disse handler om det frie sygehusvalg, et af de emner, hvor den faglige diskussion og den reelle betydning synes omvendt proportionale. Kapitel 11 om tandpleje er som det foregående overvejende rettet mod historiske og institutionelle forhold, idet der dog mod slutningen er et afsnit om public choice, der både i form og indhold virker som en lidt fremmed fugl i disse omgivelser. Kapitel 12 beskæftiger sig med diskussionen om funktionsbærende enheder, et tema som allerede er indført tidligere i kapitel 5, idet der undervejs glimtvis orienteres om økonomisk teori for afvejning mellem kvalitet og kvantitet i forskellige institutionelle sammenhænge. Kapitlets styrke er den historiske redegørelse for diskussionens forløb herhjemme. Kapitel 13 handler om almen praksis og familielægen som gatekeeper, en på mange måder spændende og aktuell problemstilling; der savnes måske nok et par dimensioner af gatekeeper-rolle, ikke mindst i relation til sundhedsvæsenets betalere. Lægen er ikke blot patientrådgiver, han er også blevet taksator.

Kapitel 14 handler om apotekersystemet i Danmark, med særlig vægt på betænkningen om apotekervæsenets fremtid fra 1999. Der gives en grundig redegørelse for den danske debat og resultaterne heraf, og det konkluderes, at det er svært at ændre på apotekervæsenet. Måske ville det have været nyttigt at tilføje lidt diskussion af apotekervæsenet i andre lande, ikke mindst de ret markante æn-

dringer, som faktisk er sket i flere af vore nabolande. Det kan lade sig gøre.

Det efterfølgende kapitel handler om strukturkommissionens rapport, som i mellemtiden er udmøntet i kommunalreform og regionsdannelse. Kapitlet er dog stadig læseværdigt, da det kommer godt rundt i såvel debatten som de bagvedliggende problemstillinger. I det næste kapitel (16) vendes der tilbage til en tidligere berørt sag, nemlig WHO-rapporten om sammenligning af sundhedsvæsenet, med den ikke så glørværdige 34. plads til Danmark. Kapitlet giver en udmærket redegørelse for rapportens metodegrundlag, med særlig vægt på alle de svagheder, som er knyttet til en hvilken som helst sammenligning af sundhedsvæsenet, og til den foreliggende i særdeleshed. Kapitlets kritik er berettiget, og det lykkes lige netop at undgå at kamme over i afvisningen af WHO's tvivl om det danske systems fortræffelighed. Det er naturligt, at eksperter tæt på systemets beslutningstagere lægger sådan vægt på disse forhold, givet at Danmark fik en så ilde medfart, men det kan undertiden indsnævre diskussionen unødigt. Debatten i Frankrig – der blev nummer 1 – er anderledes; her er man heller ikke tilfredse med sundhedssystemet, og sidste års misere i sommervarmen er også noget, som kan give røde ører. Men diskussionen er nok så fremadrettet som den, vi har haft herhjemme.

Kapitel 17 handler om brugerbetaling, specielt i relation til tandlægebehandling. Patienternes egenbetaling hos tandlægen er ganske stor, når der sammenlignes med udlandet, uden at det i øvrigt af befolkningen opfattes som forkert, mens holdningen til nok så små tiltag i retning af brugerbetaling på andre områder er anderledes negativ. Kapitlet kommer godt omkring i problemerne omkring brugerbetaling, især – hvad der er naturligt nok – med henblik den umiddelbare virkning. Det længere perspektiv, hvor brugerbetaling får rollen som en slags selvrisiko, er ikke taget op her.

Med risiko for en lidt håndfast klassificering af bogens kapitler kan den sidste del, be-

stående af kapitlerne 18 – 25, ses som en introduktion til de aktuelle diskussioner inden for folkesundhedsvidenskaben om kvalitet og om prioritering. Det ganske omfattende kapitel 18 giver en god introduktion til kvalitet og kvalitetssikring, herunder akkreditering, grundigt relateret til den danske diskussion og praksis. Som i øvrigt de fleste fremstillinger af emnet er der meget beskrivelse og knap så megen refleksion, måske fordi det ville kræve mere plads at problematisere de mange moderigtige nye tiltag hentet fra en nok noget idealiseret business-verden. En del af dem er nok også kommet for at blive.

Der følger nu nogle kapitler som beskæftiger sig med prioritering. Kapitel 19 diskuterer en række cases og retter dermed op på, at »danske rapporter om prioritering ... er kemisk rensede for konkrete eksempler« (s. 511). Fremstillingen er nærmest journalistisk, hvad der jo ikke nødvendigvis er en ulempe, så meget mere som det følgende kapitel 20 har et mere teoretisk tilsnit. Lidt skuffende holder det sig imidlertid helt i overfladen; nok introduceres begreber og nok placeres de i det samlede billede, men man havde gerne set begreberne anvendt i en form for ræsonnement, når man nu har fået dem introduceret. Kapitel 21 diskuterer etik og prioritering, og emnet fortsættes i kapitel 22 om kunstig befrugtning. Herefter følger – overraskende sent – en diskussion af Oregon-metoden, et eksempel på prioritering hentet fra virkelighedens verden (foranlediget af konkrete sager søgte den offentlige sundhedssikring Medicaid i staten Oregon at opstille en prioriteret liste over sygdomme og tilhørende behandlinger, således at der kunne trækkes en grænse mellem hvad der skulle støttes af offentlige midler og hvad der ikke skulle), og de efterfølgende to kapitler

gennemgår prioriteringsdebatten herhjemme og i udlandet.

Bogens litteraturliste er meget omfattende, på omkring 80 sider, men den er så til gengæld også anført både i citationsrækkefølge og alfabetisk, for hvem der nu måtte have brug for det. Endelig er der et stikordsregister på omkring 10 sider.

Det er blevet til en ganske tyk bog, og som det kan ses af gennemgangen ovenfor, kommer forfatteren rundt om næsten alle væsentlige aspekter af sundhedssektorens funktion i dagens samfund. Der er ingen tvivl om, at en læser, som har arbejdet sig igennem bogen, vil have fået kendskab til alle de begreber, som benyttes i den sundhedspolitiske diskussion. Derimod er det ikke så sikkert, at læseren også har fået en forståelse af, hvad disse begreber skal bruges til, og hvad der ligger bag. Det kan naturligvis skyldes flere ting; måske skal man tilbage til bogens tilblivelses-historie for at forstå, hvorfor der er kommet et diffust præg over dette meget omfattende og detaljerede værk. Dets enkelte kapitler er blevet til over en lang periode og skrevet med forskellige formål for øje. Det betyder, at en del af det stof, der er tænkt som bærende – beskrivelsen af den sundhedspolitiske virkelighed – indeholder referencer til begivenheder og udtalelser, der ligger over 10 år tilbage, og dermed er det jo ikke ligefrem dagsaktuelt. Forfatteren har måske også været lidt vel tilbageholdende med at luge ud og redigere i den sidste fase. Fristelsen til at lave en scrap-bog over sit akademiske virke synes at have luret, og det har drejet fremstillingen lidt væk fra den stort anlagte oversigt over sundhedspolitik, herhjemme og i udlandet, som den foreliggende bog trods alt stadig er et godt bud på.

Danmarks Nationalbank, København, Juni 2005. *Betalingsformidling i Danmark*. Anmeldt af Morten Balling, Handelshøjskolen i Aarhus.

Nationalbanken har flere roller i betalingsformidlingen i Danmark. Banken driver et betalingssystem, den er afviklingsbank og den overvåger betalings- og værdipapirafviklings-systemer i Danmark. Den foreliggende bog,

som er publiceret af Nationalbanken, redegør for betalingsformidlingen i et historisk perspektiv og beskriver en række aktuelle strukturelle forhold omkring betalings- og værdipapirafviklingen. Der er tale om en meget læseværdig fremstilling, som henvender sig til alle, som ønsker indsigt i den komplicerede IT-baserede infrastruktur, som sikrer betryggende rammer for betalinger og for handelen med obligationer, aktier og andre finansielle instrumenter.

Bogen vil faktisk være velegnet som lærebog. Der gives en pædagogisk forklaring af de mange betegnelser og forkortelser for institutioner, systemer og transaktionstyper, som man er nødt til at kende, hvis man vil forstå rapporter om børsmarkedsforhold. Når man har læst bogen, vil man eksempelvis være rustet til at forklare sondringen mellem »realtidsbruttoafviklingssystemer«, »nettoafviklingssystemer« og »hybridsystemer«. Ved hjælp af figurer illustreres betalingsveje og værdipapirhandelsveje under de forskellige systemer. Uden hjælp fra disse figurer kan det være svært at forstå, hvem der bærer risikoen i betalingssystemer og værdipapirafviklingssystemer.

Nationalbankens rolle i den danske betalingsinfrastruktur er beskrevet i kapitel 5. Man kan læse om den pengepolitiske funktion og betalingsformidlingsfunktionen. Banken tilbyder intradag-kredit, dvs. likviditet inden for dagen, både i kroner og i euro. Ved alle former for kredit kræver Nationalbanken sikkerhed i form af værdipapirer. En låntagende institutions værdipapirer, der stilles til sikkerhed, er registreret i et sikkerhedsdepot i Værdipapircentralen (VP).

Scandinavian Cash Pool (SCP) er et automatiseret system til grænseoverskridende sikkerhedsstillelse for intradag-kredit i danske, svenske og norske kroner. Hovedprincippet i SCP er, at likviditet rejst i et lands centralbank kan stilles som sikkerhed for intradag-kredit i et andet lands centralbank.

Eurosystemet består af Den Europæiske Centralbank (ECB) i Frankfurt og centralban-

kerne i Eurolandene. Eurosystemet har udviklet den såkaldte korrespondentcentralbankmodel (CCBM) til grænseoverskridende sikkerhedsstillelse. Under CCBM kan en kontohaver i Euroområdet opnå kredit i euro hos sin centralbank mod sikkerhed i værdipapirer, som er placeret i depot hos en centralbank i et andet euroland.

Kapitel 6 beskriver de fem betalings- og afviklingssystemer, som den danske betalingsinfrastruktur består af: (1) KRONOS, der ejes af Nationalbanken, er et realtidsbruttoafviklingssystem (RTGS-System), der anvendes til enkeltvis og øjeblikkelig afvikling primært af store tidskritiske betalinger i kroner eller euro. (2) Sumclearingen, der ejes af Finansrådet, er et multilateralt nettoafviklingssystem, der clearer og afvikler detailbetalinger i kroner og euro. (3) VP-Afviklingen, der ejes af Værdipapircentralen, er et multilateralt nettoafviklingssystem, der clearer og afvikler værdipapirhandler m.v. i kroner og euro. (4) FUTOP, der ejes af Københavns Fondsbørs, er et multilateralt nettoafviklingssystem for afvikling af handel med futures og optioner noteret på Københavns Fondsbørs. (5) CLS, der ejes af store internationale banker, er et internationalt multilateralt clearing- og afviklingssystem for valutahandler i for tiden 15 valutaer inkl. danske kroner. I KRONOS er det muligt at sende betalinger via SWIFT – Society for Worldwide Interbank Financial Telecommunication – et internationalt finansielt netværk med 7700 brugere fordelt på 202 lande. Sumclearingen var oprindeligt et system til manuel clearing af checks, men i dag bliver praktisk talt alle detailbetalinger inkl. dankort-transaktioner og overførsler via betalingsservice cleareret i systemet. PBS er operatør af Sumclearingen på vegne af Finansrådet. Alle danske børsnote-rede værdipapirer er registreret i Værdipapircentralen. VP-registrerede aktier noteret på Københavns Fondsbørs handles primært via Norex Alliancens fælles handelssystem, Saxess. Handel med danske statspapirer i engrosmarkedet er siden november 2003 fo-

regået på den elektroniske handelsplatform for europæiske statspapirer MTS (Mercato dei Titoli di Stato).

Kapitel 7 beskriver den markante udvikling på området for nye betalingsinstrumenter på detailområdet i Danmark. Siden midten af 1980'erne er antallet af transaktioner med brug af checks faldet stærkt, mens antallet af dankort-betalinger er vokset. I 2004 var der omkring 600 millioner dankort-transaktioner og 30 millioner check-transaktioner. De seneste år har der været en betydelig vækst i de såkaldte e-betalinger via internettet.

I kapitel 8 beskrives internationale betalings- og afviklingssystemer. I forbindelse med indførelsen af Den Økonomiske og Monetære Union i januar 1999 lancerede ECB og de daværende 15 EU-landes centralbanker et fælleseuropæisk eurobetalings-system TARGET (Trans-european Automated Real time Gross settlement Express Transfer system). Deltagere i TARGET sender via SWIFT betalingsinstruktioner med identifikation af den endelige modtager og dennes centralbank. Efter dækningskontrol, debiterer centralbanken afsenderens eurofoliokonto, hvorefter kontoen, som tilhører modtagerens centralbank, krediteres. Et nyt mere centraliseret system kaldet TARGET2 er under udvikling. CLS er som nævnt et internationalt clearing- og afviklingssystem, der afvikler valutahandler. Det er et realtidssystem, som tillader samtidig afvikling af valutahandler på tværs af tidszoner.

Kapitel 9 redegør for de juridiske rammer for betalingsformidlingsinfrastrukturen. Reglerne om betalingsafvikling bygger primært på EU-direktiver og til dels på internationale konventioner. Der arbejdes med standardiserede tilslutningsaftaler mellem systemerne og deres deltagere og Nationalbanken indgår afviklingsaftaler med de enkelte systemer. I 1998 blev det såkaldte »Finality-Direktiv« vedtaget (1998/26/EF). Direktivets hovedformål er at beskytte afviklingen i betalings- og værdipapirafviklingssystemer, herunder afvikling ved netting. Eksempelvis er overførselsordrer, der er indgået i et system inden

indledning af en insolvensbehandling for en deltager, bindende for tredjeparter. Der findes også en bestemmelse i Finality-Direktivet, som fastslår, at sikkerhed stillet til fordel for et betalingssystem eller en centralbank i forbindelse med centralbankens kreditgivning ikke berøres af en deltagers insolvens. Beskyttelsen i Finality-Direktivet blev i 2002 med vedtagelsen af Collateral-Direktivet (2002/47/EF) udvidet til også at omfatte bilaterale mellemværender. Den specifikke retlige regulering af betalings- og værdipapirafviklingssystemer i Danmark findes i lov om værdipapirhandel m.v. Kapitlet afsluttes med en gennemgang af de seneste års EU-lovgivning vedrørende elektroniske detailbetalinger.

Emnet for bogens kapitel 10 er centralbankers rolle i overvågningen af betalings- og afviklingssystemer. Overvågningsopgaverne ligger ud over finansielt tilsyn og revision. En centralbank skal i henhold til principper fastsat af BIS offentliggøre sin målsætning og sikre, at systemer, som den selv driver, fungerer i overensstemmelse med de internationale standarder (core principles). Centralbanken skal også overvåge opfyldelsen af core principles på de systemer, som den ikke selv driver. Nationalbanken skal påse, at systemerne er sikre og effektive og ikke truer den finansielle stabilitet.

I 2001 udsendte BIS i samarbejde med IOSCO, som er et internationalt samarbejde mellem myndigheder, der fører tilsyn med værdipapirmarkeder, en rapport med anbefalinger for værdipapirafviklingssystemer. ECB og CESR (Det Europæiske Værdipapirtilsynsudvalg) har i 2004 udsendt en rapport, der støtter en skærpet version af anbefalingerne fra BIS og IOSCO til anvendelse i EU.

Bogen afsluttes med nogle analytiske appendiks og et bilag med ordforklaringer.

Det fremgår af ovenstående, at Nationalbankens bog om betalingsformidlingen i Danmark indeholder en ret detaljeret beskrivelse og analyse af infrastrukturen og regelgrundlaget, som tilsammen sikrer, at forbrugere, investorer, virksomheder, finansielle institu-

tioner og andre markedsdeltagere kan have tillid til, at betalings- og værdipapirafviklingen foregår på en betryggende måde. Af hensyn til de læsere, som måtte ønske at skaffe

sig yderligere viden om de beskrevne IT-baserede systemer og deres virkemåde, er bogen forsynet med henvisninger til bøger, artikler og websites. Der er nok at tage fat på.

Udbytteannonceringseffekten i Danmark

Esben Kolind Lastrup

Afdeling for Virksomhedsledelse, Aarhus Universitet, E-mail: mail@ezben.dk

Johannes Raaballe

Afdeling for Virksomhedsledelse, Aarhus Universitet, E-mail: jraaballe@econ.au.dk

SUMMARY: This event study is the first to examine the price effect of dividend announcements on the Copenhagen Stock Exchange. Almost all Danish dividend announcements (98%) coincide with the release of the yearly accounting report, and we find that an unexpected dividend increase leads to a significant announcement effect of 2.6% whereas an unexpected dividend decrease leads to an insignificant announcement effect of -0.9%. Controlling for simultaneous earnings announcements we find announcement effects of the same order. The announcement effect of increased dividends is in line with results reported for US and UK markets whereas the announcement effect of decreased dividends is somewhere between results reported from US/UK and Continental Europe. We find that unexpected dividends and unexpected earnings both contain significant information in explaining the announcement effect of the yearly accounting report. Furthermore we find significant interaction effects of the simultaneous announcement of dividends and earnings. Finally, we find indications that the owner structure may explain the asymmetric announcement effect of unexpected increases/decreases in dividends. Overall, the findings are in support of a signaling hypothesis. However, there are indications that this explanation does not hold for firms dominated by large shareholders where the results are more in line with results reported from Continental Europe.

1. Indledning

I perioden fra 1987 til 1994 var de danske børsnoterede selskabers udbyttebetalinger stort set uændrede.¹ I perioden 1995-2001 skete der en 5-dobling af samme selskabers effektive (korrigeret for såvel aktiekapitaltilførsler som til- og afgang af selska-

Forfatterne takker Ken L. Bechmann for mange hjælpefulde kommentarer. Endvidere takkes for kommentarerne fra to referees samt deltagerne i seminar afholdt på Institut for Finansiering, Handelshøjskolen i København. Endelig takkes for økonomisk støtte fra Center for Analytical Finance i forbindelse med udbygning af *Dividendedatabasen-Aar*, der er hoveddatakilden til denne artikel.

1. Kilden til dette afsnit om udbytteadfærd og udlodning ved aktietilbagekøb er Aagaard og Raaballe (2004).

ber) udbyttebetalinger. Over den sidste periode steg brøkdelen af udbyttebetalende selskaber fra 60% til 70%. Den væsentligste faktor bag udbyttestigningen var imidlertid, at de udbyttebetalende selskaber forøgede udbytterne meget kraftigt. Udlodning til aktionærene i form af aktietilbagekøb spiller ikke nogen nævneværdig rolle før 1999, eksempelvis var der ingen af de danske børsnoterede selskaber, der foretog aktietilbagekøb i perioden 1995-1998. I 2001 udgjorde aktietilbagekøbene 4,1 mia. kr. svarende til ca. 20% af de samlede udlodninger til aktionærene. Hovedparten af væksten i udlodningerne er altså sket i form af udbyttebetalinger. Hertil kommer, at der i perioden 1999-2001 blot er foretaget 30 aktietilbagekøb fordelt på 19 selskaber, og at langt hovedparten af disse aktietilbagekøb er engangsforeteelser og/eller ledsaget af udbyttebetalinger. Relativt set er de danske selskabers udbyttebetalinger i dag på niveau med amerikanske/engelske selskabers udbyttebetalinger.

Med baggrund i ovenstående er det interessant at undersøge, hvorledes det danske aktiemarked har reageret på de stærkt forøgede udbyttebetalinger – ikke mindst set i lyset af, at der aldrig er blevet foretaget en undersøgelse af, hvordan det danske aktiemarked reagerer på udbytteannonceringer. Det sidste kan synes forunderligt, når der med jævne mellemrum er blevet publiceret undersøgelser af, hvordan det danske aktiemarked reagerer på årsregnskabsmeddelelser – se eksempelvis Sørensen (1982), Lønroth m.fl. (2000) og Sponholtz (2004) – og at årsregnskabsmeddelelsen i 98% af tilfældene er tidsmæssigt sammenfaldende med udbytteannonceringen. Vi er interesserede i, hvorledes uforventede udbytteændringer påvirker et givet selskabs aktiekurs. Da der for den foreliggende periode ikke findes analytikerforecasts for udbyttebetalingerne, forecaster vi det enkelte selskabs forventede udbyttebetalinger ud fra selskabets hidtidige udbetalte udbytter justeret for aktiekapitalændringer. Sådanne udbytteforecasts vil imidlertid være misvisende, hvis selskabet også udlodder i form af aktietilbagekøb. I denne forbindelse er perioden 1995-2001 velegnet til at undersøge effekten af udbytteannonceringer (1456 annonceringer), idet disse annonceringer som nævnt ovenfor ikke forstyrres af mange samtidige annonceringer af aktietilbagekøb (30 annonceringer). Dette billede ændres efter 2001, hvor aktietilbagekøb har fået en langt større udbredelse på det danske aktiemarked.²

Der er foretaget adskillige udbytteannonceringsstudier på det amerikanske aktiemarked (se eksempelvis Aharony & Swary (1980), Woolridge (1982), Benesh m.fl. (1984) og Amihud og Li (2002)) og færre på det engelske aktiemarked (se eksempelvis McCaffrey & Hamill (2002) og Lasfer & Zenonos (2004)). På disse markeder giver en uforventet udbyttestigning typisk anledning til et overnormalt afkast i størrelsesordenen 1-1,5%, hvorimod en uforventet udbyttenedsættelse typisk resulterer i et

2. I fodnote 14 giver vi en kort beskrivelse af udbytte- og aktietilbagekøbsforholdene efter 2001.

overnormalt kursfald i størrelsesordenen 2-2,5%. Amihud og Li (2002) finder, at pris-effekten af udbytteannonceringerne er reduceret over tid på det amerikanske aktiemarked og finder statistisk belæg for, at dette skyldes fremkomsten af større og mere sofistikerede institutionelle investorer, hvilket har reduceret informationsasymmetrien mellem selskabets ledelse og dets aktionærer.

De forklaringer, der gives i litteraturen på de fundne annonceringseffekter, tager som oftest udgangspunkt i den typiske anglo-saksiske ejerskabsstruktur med mange små aktionærer, hvilken indebærer informationsasymmetri mellem aktionærer og ledelse samt adskillelse af ejerskab og kontrol/ledelse. Forklaringerne på annonceringseffekten kan opdeles i to hovedgrupper. Signaleringsforklaringer og forklaringer baseret på interessekonflikt mellem ledelse og aktionærer, managerial opportunism. I henhold til signaleringsforklaringerne er udlodning til aktionærerne et troværdigt omkostningsfyldt signal (som følge af udlodningens finansiering og den affødte beskatning hos aktionærkredsen) om gode fremtidsudsigter. Udbyttebetalinger beskattes hårdere/tidligere end udlodning ved aktietilbagekøb og kan derfor virke som et stærkere signal end aktietilbagekøb. Signaleringsforklaringerne giver altså et teoretisk belæg for såvel udbyttebetalinger som aktietilbagekøb. For signaleringsmodeller af denne type se eksempelvis John og Williams (1985), Lucas og McDonald (1998) og Raaballe og Bechmann (2002). I henhold til forklaringer baseret på managerial opportunism varetager ledelsen egne interesser og har mulighed herfor, når ejerkredsen er spredt, se eksempelvis Jensen (1986) og Jensen og Meckling (1976). Ledelsens dispositionsfrihed øges, når der økonomiseres med udlodningerne til aktionærerne. En uforventet stor/lille udlodning er derfor godt/dårligt nyt for aktionærerne, hvilket dermed giver anledning til en positiv/negativ annonceringseffekt. Hovedproblemet ved denne type forklaring er, når forklaringen står alene, at udlodning til aktionærerne alene vil/bør ske i form af aktietilbagekøb, idet ledelsen ikke opnår fordele ved i stedet at udlodde i form af mere skatteturge udbyttebetalinger og dermed påføre aktionærerne en ulempe. I USA, hvor aktietilbagekøb er mest fremherskende, er udlodningerne i dag ligeligt fordelt på udbytter og aktietilbagekøb. For nærværende taler de empiriske belæg for de anglo-saksiske aktiemarkeder til fordel for signaleringsforklaringerne.

I den kontinentale del af Europa er ejerskabsstrukturen ofte kendetegnet ved en eller flere store aktionærer. Ved en sådan ejerskabsstruktur er der typisk ingen (reel) adskillelse mellem storaktionær og ledelse og derfor heller ingen informationsasymmetri mellem disse. Der er derfor ikke samme behov for signalering, og fokus på interessekonflikt er nu ikke mellem ledelse og aktionærer, men mellem storaktionærer og mindretalsaktionærer, se for eksempel Becht m.fl. (2002). Udlodning til aktionærerne er under en sådan ejerskabsstruktur dårligt nyt, idet udlodning tages som udtryk for, at

storaktionærerne finder, at der ikke er tilstrækkeligt med rentable investeringsprojekter i selskabet. Denne konklusion modificeres dog i det omfang, udlodning mindsker storaktionærernes eventuelle ekspropriation af mindretalsaktionærerne, og man må således forvente at finde en negativ eller neutral overnormal kursreaktion. Helt tilsvarende er reduktion af udlodning godt eller neutralt nyt for aktionærerne.

I et annonceringsstudium omfattende Italien, Tyskland, Frankrig og UK finder Lasfer og Zenonos (2004) belæg for ejerskabsstrukturens betydning, idet en uforventet forøgelse af udbytterne giver anledning til en ikke signifikant positiv annonceringseffekt for Tyskland og Frankrig, en signifikant negativ annonceringseffekt for Italien og en signifikant positiv annonceringseffekt for UK. Omvendt giver en uforventet reduktion af udbytterne anledning til en positiv, om end ikke signifikant, annonceringseffekt for de kontinentale europæiske lande og en signifikant negativ annonceringseffekt for UK.

Hvis det anglo-saksiske aktiemarked og det kontinentale europæiske aktiemarked opfattes som de polære typer, kan der argumenteres for, at det danske aktiemarked befinder sig midt imellem, se for eksempel Rose og Mejer (2003). Baseret herpå skulle man for Danmark forvente, at en uforventet udbyttestigning/udbyttenedsættelse gav anledning til en beskeden positiv/negativ annonceringseffekt.

Denne konklusion holder ikke stik for en uforventet udbyttestigning, hvor annonceringseffekten i Danmark mindst er på højde med annonceringseffekten i USA/UK. For en uforventet udbyttereduktion holder forventningen om et annonceringsresultat midt mellem de amerikanske/engelske og de kontinentalt europæiske annonceringsresultater stik, idet vi finder et insignifikant negativt annonceringsresultat. Vi har undersøgt om selskaber, der annoncerer en uforventet udbyttestigning henholdsvis udbyttenedsættelse har forskellige karakteristika herunder ejerskabsstruktur. Vi har generelt ikke fundet belæg herfor. Vi finder dog indikationer på, at udbyttenedsættelse/udbyttestigning modtages mindre negativt/mindre positivt af markedet, hvis selskabet har en eller flere store aktionærer i ejerkredsen. I denne forbindelse skal det dog understreges, at danske data vedrørende ejerskabsstrukturen endnu ikke har en kvalitet, der muliggør en præcis kontrol for så vidt angår ejerskabsstruktur.

I cross sectional regressioner af annonceringseffekten op mod uforventet udbytteændring og uforventet indtjeningsændring finder vi, at såvel uforventet udbytteændring som uforventet indtjeningsændring har en positiv signifikant effekt på annonceringsresultatet. Med hensyn til årsregnskabsmeddelelsen finder vi altså, at såvel indtjeningsdelen som udbyttedelen indeholder selvstændig og ligeværdig information. Vi finder endvidere, at der er en interaktion mellem de samtidige udbytte- og indtjeningsannonceringer. Eksempelvis bliver en samtidig uforventet forøgelse af såvel indtjening som udbytter modtaget særdeles vel af aktiemarkedet.

I henhold til forklaringer baseret på managerial opportunism skulle (jævnfør tid-

ligere) en væsentlig del af udlodningerne bestå af aktietilbagekøb, hvilket ikke er tilfældet i den undersøgte periode. Endvidere skulle man på baggrund af managerial opportunism hypotesen forvente en numerisk stor kursreaktion som følge af uforventede udbytteændringer, når selskabet har rigelig med free cash flow, proxiet ved et lavt Tobins q (aktiernes markedsværdi i forhold til bogført egenkapital). Dette er ikke tilfældet for de danske selskabers vedkommende. Samlet set er der således støtte til fordel for en signaleringsforklaring, hvor der er indikationer på, at en sådan forklaring svækkes i det omfang, der er en eller flere storaktionærer i ejerkredsen.

I et annonceringsstudium over perioden 1999-2001 finder Sponholtz (2004), at den blotte annoncering af årsregnskabsmeddelelsen giver anledning til en signifikant positiv annonceringseffekt på det danske marked. Da der ikke er noget, der tyder på, at dette blot er udtryk for en generel uforventet forøgelse af selskabernes indtjening konkluderes, at der er tale om en markedsinefficiens. I vor undersøgelse finder vi til støtte herfor, at indtjeningsforventningerne i gennemsnit holder stik. Der foreligger imidlertid også den mulighed, at der er tale om, at andre elementer i årsregnskabsmeddelelsen indeholder generel uforventet information. I vor population dækkende perioden 1995-2001 finder vi også en samlet signifikant positiv annonceringseffekt hen over årsregnskabsannonceringstidspunktet. Når vi alene betragter den delpopulation, hvor der ikke annonceres uforventet udbytte (1000 af 1255 annonceringer), finder vi ikke noget overnormalt afkast. Forklaringen på det overnormale afkast på 0,5% for hele populationen henfører vi primært til, at antallet af uforventede udbytteforøgelser var langt højere end antallet af uforventede udbyttereduktioner. Vor fortolkning er, at markedet ligesom vor udbytteforventningsmodel ikke har været i stand til helt at fange det niveauskift, der ligger i de børsnoterede selskabers 5-dobling af de effektive udbyttebetalinger i perioden 1995-2001.

Artiklen er opbygget således, at data og metode gennemgås i afsnit 2. Resultaterne gennemgås og diskuteres i afsnit 3, hvorefter der kort konkluderes i afsnit 4.

2. Data og metode

Danske selskabers udbyttebetalinger er reguleret af *Aktieselskabsloven*. For de børsnoterede selskabers vedkommende er udbyttebetalingerne yderligere reguleret af *Værdipapirhandelsloven* og *Regler for notering på Københavns Fondsbørs A/S*.

Af *Aktieselskabsloven* fremgår, at den ordinære generalforsamling vedtager udbytteudlodning på baggrund af den godkendte årsrapport for det seneste regnskabsår. Generalforsamlingen må ikke beslutte uddeling af højere udbytte end foreslået eller tiltrådt af bestyrelsen. Af *Værdipapirhandelsloven* fremgår, at bestyrelsens udbytteforslag straks skal meddeles Københavns Fondsbørs A/S. Da det af *Regler for notering på Københavns Fondsbørs A/S* fremgår, at i den udstrækning, det er muligt, skal det

undgå, at væsentlige meddelelser offentliggøres i perioden op til eller efter offentliggørelsen af årsrapporten, kan man forvente, at en væsentlig del af udbytteannonceringer sker i forbindelse med offentliggørelsen af årsrapporten. Dette viser sig at være tilfældet for 98,3% af udbytteannonceringerne.

I Danmark er således stort set alle udbytteannonceringer »forurene« af samtidige årsrapporter. Undersøgelsermæssigt kan dette ses som en ulempe, idet dette nødvendiggør en kontrol for samtidige indtjeningsannonceringer. Omvendt giver denne samtidighed anledning til en fordel, idet man som følge heraf undgår en vanskelig kontrol for timingen af ledelsens valg af udbytteannoncering.³

2.1. Udbytteannonceringer

I Københavns Fondsbørs' database for fondsbørsmeddelelser, *StockWise*, er samtlige fondsbørsmeddelelser fra 1995 og frem tilgængelige i elektronisk form (i enkelte tilfælde er der informationer fra 1994). Som følge af pligten til straks at fremsende udbytteforslag til Københavns Fondsbørs A/S bør alle udbytteannonceringer derfor kunne findes i *StockWise*.

StockWise er en meget pålidelig database, men den er ligeledes tidskrævende at anvende. Fondsbørsmeddelelserne er alle indscannet i PDF-format, og det er derfor ikke muligt, ved hjælp af en søgemaskine, at søge specifikt i dem. Når en udbytteannoncering for et givet selskab skal identificeres, er det derfor nødvendigt at åbne samtlige fondsbørsmeddelelser fra selskabet og undersøge, om de indeholder information om fremtidige udbytter.

Således identificeres alle udbytteannonceringer for alle danske børsnoterede selskaber for perioden 1995-2001 (enkelte fra 1994). Der medtages alene selskaber, hvis aktier er noteret i danske kroner. Har et selskab flere aktieklasser noteret, medtages alene B-aktien, der i alle tilfælde er den mest likvide aktie. Grunden til at populationen er opadtil tidsmæssigt afgrænset til 2001 skyldes, at *Dividendedatabasen-Aar*, hvorfra alle detaljerede oplysninger vedrørende udbytter hentes, kun har oplysninger til og med 2001.⁴

Der blev identificeret 1456 udbytteannonceringer fordelt på 243 selskaber. Blandt disse 1456 fondsbørsmeddelelser vedrørte 30 af dem meddelelser om enten blandede aktietilbagekøb og udbytter, meddelelser om rene aktietilbagekøb eller udbyttemed-

3. Denne samtidighed i annonceringen af udbytter og indtjening er typisk for de kontinentale europæiske lande og gælder også for UK. I USA er disse to annonceringer derimod typisk tidsmæssigt adskilt.

4. Grunden til at *Dividendedatabasen-Aar* for nærværende kun har oplysninger til og med 2001 er, at det, som det også fremgår af afsnittet om udbyttedata, er et meget omfattende arbejde at indsamle og korrigere udbyttedata på selskabsniveau således, at der opnås data af en tilstrækkelig kvalitet. Dette er formentlig også grunden til, at nærværende artikel er det første studie af udbytteannonceringseffekten med baggrund i danske data.

Tabel 1. Udbytteannonceringer fordelt på baggrund af meddelelsestype.

Meddelelsestype	Antal	Pct.
Børsprospekt	1	0,1%
Foreløbig årsregnskabsmeddelelse	2	0,2%
Generalforsamlingsindkaldelse	3	0,2%
Halvårsrapport	7	0,6%
Meddelelse om udbyttepolitik	6	0,5%
Prognose for regnskabsåret	2	0,2%
Årsregnskabsmeddelelse	1234	98,3%
I alt	1255	100,0%

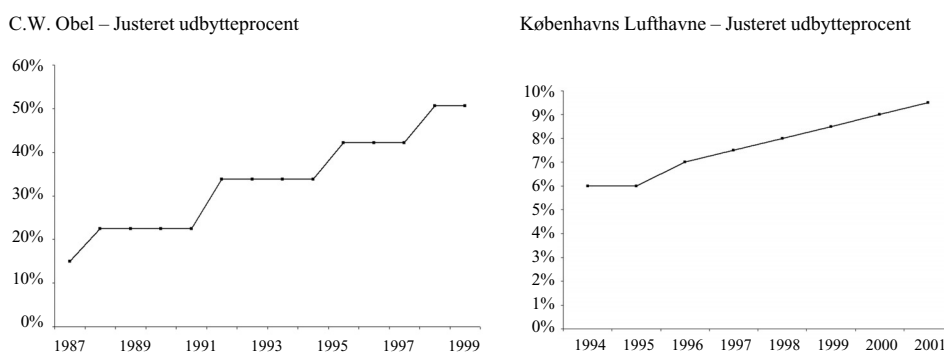
delelser for selskaber med et igangværende aktietilbagekøbsprogram. For at udelukke effekten af aktietilbagekøb blev disse 30 annonceringer fjernet. Det sidste kriterium for udvælgelsen til den endelige stikprøve var, at der blandt de tilbageværende udbytteannonceringer skulle være handel i aktien i annonceringsvinduet både før og efter udbytteannonceringen. Derfor var det på baggrund af ovennævnte omsætningskrav nødvendigt at fravælge yderligere 171 observationer. De tilbageværende 1255 udbytteannonceringer fordelt på 235 selskaber danner dermed grundlag for undersøgelsen.

Tabel 1 viser fordelingen af udbytteannonceringer på baggrund af meddelelsestype. Det ses, at det i Danmark er fast praksis, at udbytteannonceringen foretages i årsregnskabsmeddelelsen.

2.2. Udbyttedata

Vi er interesserede i, hvorledes uforventede udbytteændringer påvirker et givet selskabs aktiekurs. Som følge heraf har vi brug for at kende det enkelte selskabs forventede udbyttebetaling. I Danmark er det almindeligt, at analytikere forecaster selskabers regnskabsmæssige resultat. Sådanne brugbare forecasts findes imidlertid ikke for udbyttebetalinger for den foreliggende periode. Vi er derfor nødt til selv at forecaste det enkelte selskabs forventede udbyttebetalinger.

Danske selskabers udbyttebetalinger er som amerikanske selskabers udbyttebetalinger relativt stabile, se Aagaard og Raaballe (2004). Et groft forecast består da i at sætte et givet selskabs forventede samlede udbyttebetalinger lig med det foregående års samlede udbyttebetalinger. Et sådant forecast tager imidlertid ikke hensyn til, at det enkelte selskab eventuelt tilføres aktiekapital ved dagskursemmissioner og emissioner til underkurs, hvor man i disse tilfælde må forvente, at selskabet vil betale et samlet højere udbytte (en fordobling af et selskabs aktiekapital ved en dagskursemmission indebærer, at selskabets samlede udbytter skal fordobles for, at udbyttet ved et fastholdt antal aktier (og dermed investering) er uændret set med aktionærøjne). Et bedre



Figur 1. Justerede udbytteprocenter for Københavns Lufthavne og C. W. Obel.

forecast/udbytttemål er da, hvis selskabet ikke er tilført aktiekapital eller alene er tilført aktiekapital ved en dagskursemission, foregående års udbytteprocent defineret som foregående udbyttetidspunkts samlede udbetalte udbytter divideret med samme tidspunkts aktiekapital. Hvis der derimod er tilført aktiekapital ved en fondsaktieemission eller en emission til underkurs, er foregående års udbytteprocent et dårligt forecast/udbytttemål. Antag eksempelvis at selskabet har foretaget en fondsaktieemission i forholdet 1:1 og fastholder de samlede udbetalte udbytter. Da vil næste periodes udbytteprocent blive halveret i forhold til foregående års udbytteprocent, idet den eneste konsekvens af fondsaktieemissionen er, at aktiekapitalen fordobles. Løsningen herpå er at justere udbytteprocenten som følge af fondsaktieemissioner og emissioner til underkurs. I eksemplet med fondsaktieemissionen justeres dette års udbytteprocent med en faktor 2, hvorved dette års *justerede udbytteprocent* er lig med foregående års udbytteprocent. I Danmark foretager selskaberne relativt ofte fondsaktieemissioner, og emission til underkurs er den oftest benyttede emissionsform. Det er derfor i Danmark vigtigt at få korrigeret for aktiekapitalændringer.⁵ *Dividendedatabasen-Aar*, der er vor kilde til alle udbytteoplysninger, indeholder imidlertid ovennævnte justerede udbytteprocenter for alle selskaber. Et forecast for dette års udbytte, der tager hensyn til aktiekapitaltilførsler, er således foregående års justerede udbytteprocent.

For de fleste selskaber gælder, at der er en trend i tidserien af justerede udbytteprocenter. Se eksempelvis tidserierne for C. W. Obel og Københavns Lufthavne i figur 1. Vi har derfor udnyttet de historiske justerede udbytteprocenter til at forecaste dette års justerede udbytteprocent og dermed dette års forventede udbytte. Helt specifikt er vi

5. Vi har ikke set en sådan korrektion i de udenlandske undersøgelser. Om dette er udtryk for, at korrektionen er foretaget, at der i udlandet findes relativt få fondsaktieemissioner/emissioner til underkurs (og man i forbindelse med dagskursemission måler udbytte ved udbytte pr. aktie), eller man blot har fundet korrektionen for besværlig/af mindre betydning, fremgår desværre ikke af undersøgelserne.

endt op med at benytte en lineær model og de tre foregående års justerede udbytteprocenter i forecastet. Vi får herved et væsentligt bedre forecast. Om vi benytter en kortere eller længere historisk tidsserie i forbindelse med forecastet er ikke afgørende. Vi har derimod ikke været i stand til at udvikle en forecastmodel, der også har været i stand til at drage nytte af det tidligere nævnte generelle niveauskift i danske selskabers udbyttebetalinger.

På baggrund af udbytteforecastene kan vi for alle udbytteannonceringer beregne den uforventede udbytteændring. I denne forbindelse er den procentvise uforventede udbytteændring i forhold til de tidligere betalte udbytter et dårligt mål, idet eksempelvis selskaber, der hidtil har været sparsomme udbyttebetalere eller måske slet ikke har udbetalt udbytte, vil fremstå gunstigt i sammenligning med selskaber, der tidligere har været gavmilde udbyttebetalere. Som mål for udbytteoverraskelsen har vi derfor, ligesom en væsentlig del af de udenlandske udbytteundersøgelser, valgt

$$UD_{i,t} = \frac{\text{Faktiske Udbytte}_{i,t} - \text{Forventet Udbytte}_{i,t}}{\text{Markedsværdi}_{i,t}} \quad (1)$$

Markedsværdien af aktierne er beregnet med udgangspunkt i aktiekursen 10 dage inden udbytteannonceringen. Det bemærkes, at udtrykket (1) kan fortolkes som ændring i selskabets dividend yield.

I lighed med udenlandske undersøgelser opdeler vi annonceringerne i forøgede, uændrede og reducerede udbyttebegivenheder efter et væsentlighedskriterium, idet vi som i de udenlandske undersøgelser finder, at der kursmæssigt ikke reageres på mindre udbytteændringer. Alle annonceringer med $UD_{i,t} > 1\%$ har vi rubriceret som forøget udbytte, annonceringer med $UD_{i,t} < -1\%$ som sænket udbytte og øvrige annonceringer som uændret udbytte. Der er 158 annonceringer i gruppen, der (uforventet) forøger udbytterne, hvorimod der blot er 97 annonceringer i gruppen, der (uforventet) reducerer udbytterne. Det relativt lave antal annonceringer i de to grupper afspejler blot, at danske selskaber i lighed med udenlandske selskaber er utilbøjelige til at ændre udbytterne. Det mest bemærkelsesværdige er imidlertid, at vor udbytteforventningsmodel ikke giver anledning til unbiased forecasts, idet der er væsentlig flere annonceringer i gruppen med uforventede forøgede udbytter end i gruppen med uforventede reducerede udbytter.⁶ Vor model er altså ligesom markedet ikke fuldt i stand til at fange niveauskiftet i udbyt-

6. Havde vi i stedet for et rubriceringsinterval på 1% valgt et interval på 1/2% havde vi fået godt 30% flere annonceringer i hver af de to grupper – dvs. udbytteforventningsmodellen giver stadig biased forecasts. Generelt har vi også gennemført undersøgelsen baseret på en række andre rubriceringsintervaller. Dette påvirker imidlertid ikke de kvalitative resultater. Vi har også gennemført de forskellige beregninger baseret på andre varianter af forecastmodellen. Baseret herpå er de kvalitative resultater stort set uændrede.

terne, og vi har ikke været i stand til at opstille en sådan model. Hvis det antages, at markedet var bedre til at forecaste end vor model, ville mange af de forøgede udbytteannonceringer af markedet blive klassificeret som uændrede udbytter, hvorved man skulle forvente at finde et lavt overnormalt afkast for vor gruppe af forøgede udbytter. Vi finder tværtom et ganske højt overnormalt afkast for denne gruppe. Vi har således nogen grund til at formode, at modellens forecasts i grove træk svarer til markedets forecasts.

I gruppen af forøgede udbytter indgår såvel selskaber, der for første gang udbetaler udbytter og selskaber, der blot har forøget udbytterne. Vi finder ingen signifikant forskel i disse to gruppers overnormale annonceringsafkast, og da grupperne i forvejen er små (til trods for en efter danske forhold ganske stor samlet population) har vi valgt at slå disse grupper sammen, hvilket muliggør andre delgrupperinger inden for denne gruppe. Tilsvarende overvejelser gælder gruppen af sænkede udbytter.

2.3. Regnskabsdata

Da 98,3% af udbytteannonceringerne er indeholdt i en årsregnskabsmeddelelse, er det ønskeligt at kontrollere for øvrig information i årsregnskabsmeddelelsen. Som følge af populationens omfang har vi set os nødsaget til at nøjes med at kontrollere for uforventet indtjening.

For en stor andel af selskaberne forecaster analytikere selskabets indtjening, og vi bruger disse forecasts, kaldet *IBES*-forecasts, som forventet indtjening for de selskaber, hvor sådanne forecasts bliver lavet. For de øvrige selskaber har vi selv lavet et forecast, kaldet *naiv-forecast*, for forventet indtjening.

For analytikerforecastenes vedkommende hentes dataene fra *Datastream*, der har forecastene fra *IBES* (*International Brokerage Estimate System*), som er en analytikerorganisation, der indsamler indtjeningsestimater fra 6500 analytikere verden over. *IBES* forecaster EPS (earnings per share) excluding discontinued operations, extraordinary charges, and other non-operating items, og det er derfor nødvendigt, at de realiserede EPS svarer til dette mål. Det er imidlertid ikke muligt at beregne et tilsvarende realiseret EPS ved hjælp af de informationer, der er indeholdt i *Dividendedatabasen-Aar*, da det ikke heraf fremgår, hvilke indtægter og udgifter der eksempelvis vedrører discontinued operations og non-operating items. Derfor er der ligeledes hentet oplysninger om de realiserede EPS fra *Datastream*. Det viser sig dog, at de realiserede EPS fra *Datastream* altid er større end eller lig med nul. Hvis de faktiske EPS ifølge selskabernes regnskaber har været negative, findes der et nul i *Datastream*. Derfor er de faktiske EPS fra *Datastream* suppleret med faktiske EPS fra Account Data i de tilfælde, hvor de faktiske EPS har været negative. I de tilfælde, hvor de faktiske EPS har været

positive, er der pæn overensstemmelse mellem *Datastream* og *Account Data*. Det anvendte IBES estimat er et gennemsnit af analytikernes forventning til det enkelte selskabs indtjening pr. aktie.

Datasættet til denne undersøgelse indeholder som tidligere nævnt 1255 udbytteannonceringer fordelt på 235 selskaber. Det har imidlertid kun været muligt at indsamle forecastede IBES data for 724 udbytteannonceringer fordelt på 160 selskaber. Likviditeten blandt disse 160 selskaber er (ikke overraskende) højere end likviditeten i hele stikprøven.

På baggrund af de IBES forecastede EPS beregnes den uforventede indtjening således

$$UE_{i,t} = \frac{\text{FaktiskeEPS}_{i,t} - \text{IBESEPS}_{i,t}}{\text{Aktiekurs}_{i,t}} \quad (2a)$$

Bemærk at denne definition af uforventet indtjening er parallel til definitionen af uforventet udbytte, hvis tæller og nævner multipliceres med antallet af aktier.

For de selskaber, hvor der ikke findes analytikerforecasts (svarende til 531 annonceringer), har vi udarbejdet et simpelt indtjeningsforecast, kaldet naiv-forecast. Som udgangspunkt sætter vi indtjeningsforecastet lig med foregående års indtjening. Dette indtjeningsforecast korrigerer vi (svarende til den metode vi brugte i forbindelse med udbytteforecastene) for aktiekapitalændringer. I modsætning til udbytteforecastene ligger der ikke megen information i de historiske indtjeningstal, hvorfor vi har valgt ikke at benytte disse i forbindelse med indtjeningsforecastene. Ud over at det naive indtjeningsforecast ikke benytter sig af så mange kilder, som IBES-forecastet må formodes at benytte sig af, er der i IBES-forecastene også indbygget meget nyere information, idet IBES-forecastene typisk er udarbejdet mindre end en måned før regnskabsmeddelelsen.

På baggrund af det naive indtjeningsforecast beregnes den uforventede indtjening således

$$UE_{i,t} = \frac{\text{FaktiskeIndtjening}_{i,t} - \text{NaivForecastIndtjening}_{i,t}}{\text{Markedsværdi}_{i,t}} \quad (2b)$$

Bortset fra forecastmetode er de to indtjeningsforecast således metodemæssigt identiske.

Som i forbindelse med klassifikationen af udbytte opdeler vi uforventet indtje-

Tabel 2. Udbytteannonceringer fordelt på udbytte- og indtjeningskategori.

Udbyttekategori	Forøget indtjening	Uændret indtjening	Sænket indtjening	I alt
Forøget udbytte	86	35	37	158
Uændret udbytte	342	335	323	1000
Formindsket udbytte	18	14	65	97
I alt	446	384	425	1255

ning i tre grupper: Forøget indtjening, sænket indtjening og uændret indtjening. Baseret på naïvforecastmetoden anvender vi som klassifikationsgrænse (helt analogt til udbytteklassifikationen) en kritisk værdi for $|UD_{i,t}|$ på 1%. Herved fås, at de tre indtjeningsgrupper er antalsmæssigt stort set lige store. I modsætning til udbytteforecastene er indtjeningsforecastene altså unbiased og fordeler sig stort set ligeligt på de tre grupper. Det sidste forhold afspejler blot, at selskabernes indtjening er væsentlig mere volatil end selskabernes udbytter. Da IBES-forecast, jævnfør ovenstående, er baseret på meget nyere information, anvender vi her en kritisk værdi af $|UD_{i,t}|$ på 0,35% til klassifikation af de tre indtjeningsgrupper. Igen fås at de tre indtjeningsgrupper er antalsmæssigt stort set lige store. De to grupper af indtjeningsforecasts giver således anledning til unbiased forecasts og til tre indtjeningsgrupper, der stort set er antalsmæssigt lige store.

For at undersøge resultaternes robusthed med hensyn til indtjeningsforecastmetode har vi også lavet naive indtjeningsforecasts for de selskaber, hvor der findes IBES-forecast. Dette giver os mulighed for at checke robusthed på to led.

Om vi anvender naive indtjeningsforecast på hele populationen eller IBES-forecasts, hvor dette er muligt, påvirker ikke de fundne resultater kvalitativt. Dog får vi under brug af IBES-forecasts en højere forklaringsgrad i nogle af cross sectional regressionerne, og vi finder i enkelte tilfælde en højere grad af signifikans.

Vi har også undersøgt, om den delpopulation, hvor der ikke foreligger IBES-forecasts, giver andre resultater end den population, hvor der foreligger IBES-forecasts. Dette er gjort ved for begge populationers vedkommende at benytte naive indtjeningsforecasts. Der blev ikke fundet nogen væsentlig forskel.

Fordelen ved at inkludere hele stikprøven i undersøgelsen er, at der undgås en eventuel selection bias, og at der opnås større styrke i testene (især for undergrupperinger).

I tabel 2 er udbytteannonceringerne fordelt på udbytte- og indtjeningskategori.

Det fremgår af tabel 2, at udbytter og indtjening hænger sammen. Det fremgår endvidere, at antallet af positive regnskabsoverraskelser stort set svarer til antallet af ne-

gative regnskabsoverraskelser. Dette gælder, som tidligere nævnt, ikke for antallet af positive og negative udbytteoverraskelser.

2.4. Annonceringsstudierne

Vi undersøger effekten af udbytteannonceringerne ved et traditionelt annonceringsstudium svarende til metoden i Campell, Lo og MacKinlay (1997).

Når kursreaktionen omkring udbytteannonceringen skal estimeres, er vi interesserede i det overnormale afkast, som selskabets aktie har haft omkring annonceringstidspunktet. Derfor skal selskabets »normale« kursreaktion fratrækkes. En af de mest anvendte metoder til beskrivelse af et selskabs normale afkast er *markedsmodellen*, estimeret i en periode enten før eller efter annonceringen. En anden og simplere metode til at beskrive selskabets normale afkast er markedsafkastet givet ved et indeks, eksempelvis KFX-indekset. Vi fandt, at det i praksis er uden betydning om den ene eller den anden metode anvendes, hvorfor vi har valgt at beskrive det normale afkast ved afkastet på et indeks. Som indeks har vi valgt KFX-indekset. Igen er det i praksis uden betydning, hvilket af de danske aktieindeks, der vælges.⁷

Til at måle kursreaktion har vi adgang til de daglige lukkekurser (justeret for kapitalændringer, aktiesplits m.v.) hentet fra *Datastream* og i de tilfælde, hvor disse kurser ikke er valide, fra *Dividendedatabasen-Aar*. Annonceres den foreslåede udbyttebetaling inden for Københavns Fondbørs' åbningstid betegnes denne dag som dag 0. Annonceres den foreslåede udbyttebetaling uden for Københavns Fondbørs' åbningstid, er det den førstkommende handelsdag, der betegnes som dag 0.

For hvert annonceringsstudium beregner vi $AR(t)$, average abnormal return, for hver dag t i et annonceringsvindue, der har en udstrækning på ± 10 dage omkring dag 0, som et gennemsnit af de enkelte selskabers overnormale afkast i forhold til KFX-indekset. Tilsvarende beregnes $CAR(t^-, t^+)$, cumulative average abnormal return fra tid t^- til tid t^+ , ud fra de beregnede $AR(t)$ 'er. Ved hjælp af et sædvanligt tosidet Z -test (der kan vurderes i en normalfordeling givet stikprøvestørrelsen) kan vi således detektere, om en given type af udbytteannonceringer giver anledning til en overnormal kursreaktion, og på hvilket tidspunkt denne i givet fald indtræffer.

2.5. Cross sectional regressionerne

Som supplement til annonceringsstudierne har vi også foretaget en lang række cross sectional regressioner til belysning af kursreaktionerne. I disse regressioner har

7. Bechmann og Raaballe (2004) finder helt tilsvarende i en undersøgelse af kursreaktionen i forbindelse med annoncering af fondsaktieemissioner og stock splits, at annonceringsresultaterne er robuste med hensyn til valg af model for normalt afkast, estimationsperiode og indeks, når der som her arbejdes med et relativt kort annonceringsvindue.

vi som kursreaktion anvendt $CAR(-1, 2)$ – dvs. cumulative average abnormal fra en dag før annonceringen til to dage efter annonceringen – der viser sig at være et repræsentativt mål for den samlede kursreaktion hen over annonceringstidspunktet, jævnfør bl.a. efterfølgende figur 2 og 3.

Da næsten alle udbytteannonceringer ledsages af en samtidig indtjeningsannoncering, har vi medtaget såvel uforventet udbytteændring (UD_i givet ved (1)) som uforventet indtjeningsændring (UE_i givet ved (2a) og (2b)) som forklarende variable i regressionerne.

I mange udenlandske undersøgelser har det vist sig, at kursreaktionen er mindre for større end for små selskabers vedkommende. Størrelse måles typisk ved $\ln(MV_i)$, hvor MV_i er markedsværdien af selskabets aktier ultimo det regnskabsår, der ligger forud for udbytteannonceringen. Vi har ligeledes valgt at medtage denne variabel i regressionerne.

I forbindelse med selskabers kursreaktion er det i corporate finance litteraturen (se eksempelvis Fama og French (1992)) almindeligt ud over størrelse at medtage aktiernes markedsværdi i forhold til bogført egenkapital (MV_i/BE_i), begge opgjort ultimo regnskabsåret inden annonceringen, til forklaring af kursreaktionen. Vi har valgt at gøre det samme. Endvidere skulle man i henhold til forklaringer baseret på managerial opportunism, jævnfør indledningen, forvente en numerisk stor kursreaktion som følge af uforventede udbytteændringer, når selskabet har et stort free cash flow, proxiet ved et lavt MV_i/BE_i .

Da vor population omfatter alle børsnoterede danske selskaber, omfatter populationen også mindre likvide selskaber. Som kontrol heraf har vi i regressionen medtaget en likviditetsdummy (L_i), der er 1 for højlikviditetsselskaber og ellers 0. Vi har defineret et højlikviditetsselskab som et selskab, hvor der er handel i selskabets aktier i alle annonceringsvinduetts dage.⁸

Mange af de selskaber, der vælger at forøge/formindske udbytte, er kendetegnet ved, at deres aktiekurser i tiden inden udbytteannonceringen er steget/faldet forholdsvis meget. Hvis markedet herudfra delvist kan forudsige udbyttestigningen/formindskelsen, vil annonceringen ikke være så overraskende, hvorfor man kunne vente en mindre annonceringseffekt. Vi måler dette RunUp for selskabets aktiekurs i relation til det tilsvarende RunUp i KFX-indekset. Som RunUp periode har vi anvendt 150 handelsdage inden annonceringsvinduet.

Af Aktieselskabslovens »udbyttebegrænsning« fremgår, at udbetalte udbytter ikke må bringe den bogførte egenkapital (BE_i) ned under den nominelle aktiekapital (A_i). Der kan således argumenteres for, at det er »modigt« – og derfor overraskende – at forøge udbytte, hvis A_i/BE_i er stor.

8. Vi har også anvendt andre definitioner af likviditet med uændrede resultater til følge.

Vor basis cross sectional regression ser altså således ud

$$CAR(-1,2)_i = \alpha_i + \beta_{i1}UD_i + \beta_{i2}UE_i + \beta_{i3} \ln(MV_i) + \beta_{i4}L_i + \beta_{i5} \frac{MV_i}{BE_i} + \beta_{i6}(RunUp_i - RunUp_{KFX,i}) + \beta_{i7} \frac{A_i}{BE_i} + \varepsilon_i \quad (3)$$

Afhængigt af regressionsresultaterne foretager vi en række modifikationer af (3). Af pladshensyn har vi i det efterfølgende alene valgt at rapportere »bruttoregressionerne« og ikke at reducere med hensyn til ikke signifikante variable. Reduktionen påvirker imidlertid hverken niveauerne af de signifikante variable eller deres signifikans.⁹

I tabel 3 er angivet en række karakteristika for undersøgelsens delpopulationer. Panel A og panel B omhandler udbyttepopulationerne henholdsvis indtjeningspopulationerne.

For udbyttepopulationerne gælder, at de to grupper af selskaber, der uforventet ændrer udbytte, har stort set lige store numeriske udbytteændringer. De udbytte-reducerende selskaber tenderer at have uforventede indtjeningsreduktioner, der er numerisk større end de udbytteforøgende selskabers uforventede indtjeningsforøgelser. Endvidere ses, at de udbyttereducerende selskaber har en tendens til at være mindre målt ved markedsværdi end de øvrige selskaber. Ligeledes er der en tendens til, at de udbytteændrende selskaber er mindre end de øvrige selskaber målt ved MV/BE .

For indtjeningspopulationerne genfindes tendensen til, at negative indtjeningsoverraskelser er numerisk større end positive indtjeningsoverraskelser. Endvidere ses, at selskaber med uændret indtjening er større, målt ved såvel markedsværdi som MV/BE , end selskaber med ændret indtjening.

For alle delpopulationer gælder endvidere, at annonceringerne er jævnt fordelt over undersøgelsesperioden 1995-2001. Inden for året er der en ophobning af annonceringer i februar, marts og april, hvilket afspejler, at 68% af selskaberne har regnskabsåret som kalenderår. Branchemæssigt er de enkelte selskaber stort set fordelt forholdsvis på de enkelte delpopulationer med undtagelse af branchen tjenesteydelser (60 annonceringer), der er ekstra tilbøjelige til at ændre udbytter.

3. Undersøgelsens resultater

Med baggrund i et annonceringsstudium undersøges i delafsnit 3.1 udbytteannonceringernes effekt på aktiekursen uden kontrol for indtjeningsændringer, hvorefter der

9. Som tidligere anført består vor population af 1255 annonceringer. I cross sectional regressionerne har vi dog blot 1251 annonceringer, idet vi for fire annonceringers vedkommende ikke har valide data for BE og dermed heller ikke for MV/BE og A/BE .

Tabel 3. Karakteristika for undersøgelsens delpopulationer.

Panel A. Udbyttepopulationer

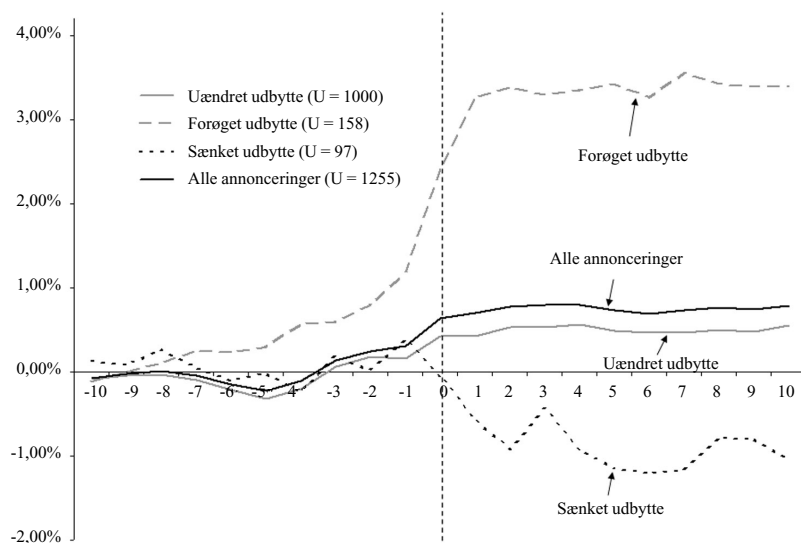
		Forøget udbytte	Uændret udbytte	Formindsket udbytte	Alle
	Antal annonceringer	158	1000	97	1255
UD	Gennemsnit	3,32 %	-0,02 %	-4,03 %	0,09 %
	Median	2,00 %	0,00 %	-2,46 %	0,00 %
UE	Gennemsnit	4,67 %	-2,31 %	-12,42 %	-2,21 %
	Median	0,99 %	0,02 %	-2,83 %	0,02 %
MV	Gennemsnit (mio. kr.)	2.176	2.718	1.093	2.524
	Median (mio. kr.)	293	333	285	327
MV/BE	Gennemsnit	1,21	1,85	1,29	1,73
	Median	0,91	1,08	0,90	1,04
CAR(-1, 2)	Gennemsnit	2,58 %	0,35 %	-0,93 %	0,53 %
	Median	2,32 %	0,39 %	-0,39 %	0,54 %

Panel B. Indtjeningspopulationer

		Forøget indtjening	Uændret indtjening	Sænket indtjening	Alle
	Antal annonceringer	446	384	425	1255
UD	Gennemsnit	0,33 %	0,11 %	-0,17 %	0,09 %
	Median	0,00 %	0,00 %	0,00 %	0,00 %
UE	Gennemsnit	10,79 %	0,02 %	-17,87 %	-2,21 %
	Median	3,20 %	0,01 %	-3,50 %	0,02 %
MV	Gennemsnit (mio. kr.)	1.535	4.768	1.534	2.524
	Median (mio. kr.)	233	814	232	327
MV/BE	Gennemsnit	1,11	2,89	1,32	1,73
	Median	0,94	1,39	0,94	1,04
CAR(-1, 2)	Gennemsnit	2,17 %	0,42 %	-1,08 %	0,53 %
	Median	1,88 %	0,38 %	-0,55 %	0,54 %

UD: Uforventet udbytte, UE: Uforventet indtjening, MV: Markedsværdien af selskabets aktier ultimo det regnskabsår, der ligger forud for udbytteannonceringen, BE: Selskabets bogførte egenkapital ultimo det regnskabsår, der ligger forud for udbytteannonceringen og CAR(-1, 2): Cummulative average return fra dag -1 til dag 2.

i delafsnit 3.2 helt tilsvarende undersøges, hvorledes indtjeningsannonceringer uden kontrol for udbytteændringer påvirker aktiekursen. Idet det findes, at der generelt opnås en overnormal fortjeneste ved at købe et selskabs aktie inden annonceringen af årsregnskabsmeddelelsen og sælge aktien umiddelbart efter diskuterer, om dette for-



Figur 2. Cumulated Abnormal Return omkring udbytteannonceringstidspunktet fordelt på udbyttekategori.

hold kan tages som et udtryk for markedsinefficiens. I delafsnit 3.3 undersøges ved hjælp af en regression for hele populationen, hvilke faktorer der forklarer annonceringseffekten. I samme afsnit påvises, at der er interaktionseffekter mellem udbytte- og indtjeningsannonceringer. I afsnit 3.4 foretages en mere detaljeret undersøgelse af annoncering af forøgede, uændrede og formindskede udbytter, hvor der for hver gruppes vedkommende kontrolleres for indtjeningsændringer. I lyset af den forskellige udbytteannonceringseffekt i forbindelse med annoncering af forøgede henholdsvis formindskede udbytter diskuteres i afsnit 3.5, om forskelligheden mellem de to grupper kan forklares ved forskellige karakteristika ved selskaberne i de to grupper.

3.1. Udbytteannonceringer uden kontrol for indtjeningsændringer

I figur 2 har vi afbildet *CAR* hen over annonceringsvinduet for de selskaber, der uforventet forøger udbytterne, annoncerer udbytter som forventet og som uforventet formindsker udbytterne. Endvidere har vi angivet *CAR* for hele populationen.

Som på det amerikanske/engelske marked reagerer aktiekurserne positivt/negativt på (uforventet) forøgede/formindskede udbytter og neutralt på uændrede udbytter. Af figuren ses, at aktiekursreaktionen er asymmetrisk, idet der reageres væsentlig kraftigere på forøgede end på formindskede udbytter. Af tabel 3 ser vi, at dette ikke kan forklares med, at de uforventede udbytteforøgelser er numerisk større end de uforventede

Tabel 4. *CAR(-1, 2) omkring udbytteannonceringer fordelt på udbyttekategori.*

	<i>CAR</i> (-1, 2)	$J_{CAR(-1, 2)}$	Antal <i>CAR</i> (-1, 2) > 0	Antal <i>CAR</i> (-1, 2) i alt	Andel <i>CAR</i> (-1, 2) > 0
Alle annonceringer	0,532%	2,558 **	695	1255	0,55 ***
Forøget udbytte	2,581%	5,203 ***	104	158	0,66 ***
Uændret udbytte	0,351%	1,488	544	1000	0,54 ***
Formindsket udbytte	-0,934%	-1,126	47	97	0,48

»Dag 0 er annonceringsdagen. *CAR*(-1, 2) er cumulative average return fra dag -1 til dag 2. $J_{CAR(-1, 2)}$ er Z-test-statistikken for *CAR*(-1, 2). Signifikansniveauerne er baseret på et tosidet test. Andel *CAR*(-1, 2) > 0 angiver antal observationer med et positivt *CAR*(-1, 2) i forhold til det samlede antal observationer. Det tilsvarende test er et tosidet test af, om sandsynligheden for positivt *CAR*(-1,2) er lig modsandsynligheden for negativt *CAR*(-1,2). *** Signifikans på 1% niveau, ** Signifikans på 5% niveau, * Signifikans på 10% niveau.«

udbytteformindskelser. På det amerikanske/engelske marked ser man som oftest, at der reageres kraftigere på uforventede udbytteformindskelser end på uforventede udbytteforøgelser. Bortset herfra er mønstrene i *CAR* stort set som i engelske/amerikanske undersøgelser med en tilsvarende populationsstørrelse.

I tabel 4 har vi testet kursreaktionens signifikans for de tre grupper og den samlede gruppes vedkommende.

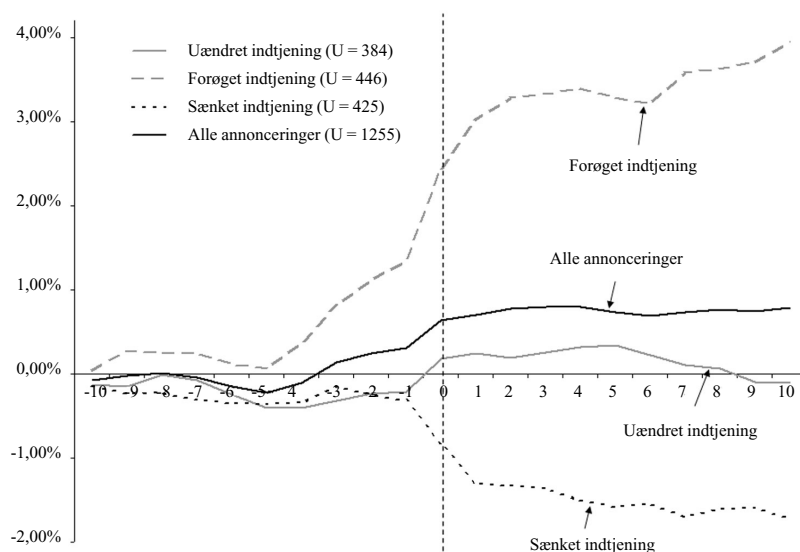
For gruppen af forøgede udbytter ser vi et signifikant *CAR* på 2,6%. Endvidere ses, at en udbytteforøgelse i 2/3 af tilfældene giver anledning til en positiv kursreaktion. Resultaterne er, som det allerede fremgik af figur 2, ikke nær så distinkte for gruppen af formindskede udbytter. Ganske vist giver formindskede udbytter anledning til et negativt *CAR* på -0,9%, men dette *CAR* er ikke signifikant (i denne forbindelse skal man dog holde sig for øje, at antallet af annonceringer i gruppen af formindskede udbytter ikke er ret store).¹⁰ Uændret udbytte giver ikke anledning til et signifikant *CAR*, hvorimod en udbytteannoncering som sådan (hele populationen) giver anledning til et *CAR* på 0,5%, hvilket er signifikant på 5% niveau. Dette sidste forhold diskuteres i næste afsnit.

3.2. Indtjeningsannonceringer uden kontrol for udbytteændringer

I figur 3 har vi afbildet *CAR* hen over annonceringsvinduet for de selskaber, der opnår et bedre, uændret eller dårligere regnskabsresultat end forventet. Endvidere har vi angivet *CAR* for hele populationen.

Af figuren ses, at der reageres på uforventede regnskabsmæssige resultater, og at aktiekursreaktionen igen er asymmetrisk, idet der reageres kraftigere på forøget ind-

10. Vælger vi i stedet at estimere den varians, der anvendes i testet, ud fra data før annonceringsvinduet, opnås dog signifikans på 10% niveau.



Figur 3. Cumulated Abnormal Return omkring udbytteannonceringstidspunktet fordelt på indtjeningskategori.

tjening end på sænket indtjening. Dette er dog til dels en afspejling af figur 2, idet der jævnfør tabel 2 er en positiv sammenhæng mellem forøget indtjening og forøget udbytte samt ligeledes mellem sænket indtjening og formindsket udbytte. Endvidere ses af tabel 3, at den kraftigere reaktion på forøget end på sænket indtjening ikke kan forklares med, at de uforventede forøgede regnskabsmæssige resultater er numerisk større end de uforventede formindskede regnskabsmæssige resultater.

I tabel 5 har vi testet kursreaktionens signifikans for de tre grupper og den samlede populations vedkommende.

For såvel forøget som sænket indtjening ser vi et signifikant CAR på 2,2% henholdsvis -1,1%. For uændret indtjening ser vi et insignifikant CAR på 0,4%. For hele populationen – svarende til annoncering af en årsregnskabsmeddelelse – finder vi som tidligere nævnt et CAR på 0,5%, hvilket er signifikant på 5% niveau. Dette sidste forhold kan udlægges som et væsentligt brud på markedsefficiens, idet det på et efficient marked ikke må være muligt at købe aktier inden annoncering af årsregnskabsmeddelelsen og sælge umiddelbart efter med fortjeneste. Dog kan man i denne forbindelse diskutere, om det under hensyn til transaktionsomkostninger er muligt at opnå en netfortjeneste. Selv baseret på bid/ask spread for de højlikvide danske aktier synes dette ikke muligt. Hertil kommer, at der for at opnå denne fortjeneste skal handles i alle aktier og dermed også i de mindre likvide aktier. Mere væsentligt er dog, at figur 2 og

Tabel 5. $CAR(-1, 2)$ omkring udbytteannonceringer fordelt på indtjeningskategori.

	$CAR(-1, 2)$	$J_{CAR(-1, 2)}$	Antal $CAR(-1, 2) > 0$	Antal $CAR(-1, 2)$ i alt	Andel $CAR(-1, 2) > 0$
Alle annonceringer	0,532%	2,558 **	695	1255	0,55 ***
Forøget indtjening	2,167%	6,123 ***	302	446	0,68 ***
Uændret indtjening	0,421%	1,485	208	384	0,54 *
Sænket indtjening	-1,082%	-2,590 ***	185	425	0,44 ***

Dag 0 er annonceringsdagen. $CAR(-1, 2)$ er cumulative average return fra dag -1 til dag 2. $J_{CAR(-1, 2)}$ er Z-test-statistikken for $CAR(-1, 2)$. Signifikansniveauerne er baseret på et tosidet test. Andel $CAR(-1, 2) > 0$ angiver antal observationer med et positivt $CAR(-1, 2)$ i forhold til det samlede antal observationer. Det tilsvarende test er et tosidet test af, om sandsynligheden for positivt $CAR(-1, 2)$ er lig modsandsynligheden for negativt $CAR(-1, 2)$. *** Signifikans på 1% niveau, ** Signifikans på 5% niveau, * Signifikans på 10% niveau.

tabel 4 indikerer, at der ikke er tale om inefficiens. Af tabel 4 ses, at en regnskabsmeddelelse ledsaget af uændret udbytte ikke giver anledning til et signifikant CAR , og denne gruppe alene udgør 1000 af de 1255 annonceringer. Forklaringen på det signifikante CAR på 0,5% skal altså findes i gruppen af forøgede udbytter (158 annonceringer) og gruppen af formindskede udbytter (97 annonceringer). Den helt nærliggende forklaring er da, at markedet ligesom udbytteforventningsmodellen ikke har været i stand til at forudse den generelle stigning i udbytterne. Der er altså ikke tale om inefficiens, men blot om en overraskelse. Man kan selvfølgelig argumentere for, at gruppen af regnskabsmeddelelser ledsaget af uændrede udbytter trods alt udviser et positivt CAR , om end ikke signifikant på 10% niveau, og havde populationen været endnu større, ville testet have haft styrke nok til at udvise signifikans. Men selv om dette var tilfældet, måtte man konkludere, at her var tale om en grad af inefficiens, der var til at leve med.

3.3. Den samlede udbytte- og indtjeningsannonceringseffekt

I forrige delafsnit tog vi ved analysen af udbytteannonceringerne/indtjeningsannonceringerne ikke hensyn til, at disse blev ledsaget af en samtidig indtjeningsannoncering/udbytteannoncering. I dette afsnit tager vi hensyn dels til, at udbytte- og indtjeningsannonceringen foretages samtidig dels til, at kursreaktionen eventuelt påvirkes af en række øvrige faktorer. Dette gøres ved at anvende cross sectional regressionen (3) på hele populationen.¹¹ Resultatet heraf fremgår af tabel 6.

Det første, der bemærkes, er, at såvel udbytte- som indtjeningsoverraskelsen har det »korrekte« fortegn, og begge koefficienter er signifikante på 1% niveau. Den overordnede endimensionale beskrivelse givet ved figur 2 og 3 ændres således ikke. Såvel ud-

11. For de 1,7% af udbytteannonceringerne (svarende til 21 annonceringer), der ikke er sammenfaldende med en årsregnskabsmeddelelse, har vi valgt at sætte uforventet indtjening lig med nul.

Tabel 6. Regressionsoutput fra regression (3).

	Koefficient	t-statistik	p-værdi
R^2	3,93%		
UD (Udbytteoverraskelse)	0,2511	3,7857	0,02 %
UE (Indtjeningsoverraskelse)	0,0126	2,9354	0,34 %
$\ln(MV)$	-0,0025	-1,7092	8,77 %
L (højlikviditetsdummy)	-0,0038	-0,6738	50,06 %
MV/BE	0,0009	1,8317	6,72 %
$RunUp$	0,0002	3,5342	0,04 %
A/BE	-0,0005	-0,7440	45,70 %

Antal observationer: 1251. $CAR(-1, 2)_i = \alpha_i + \beta_{i1}UD_i + \beta_{i2}UE_i + \beta_{i3}\ln(MV_i) + \beta_{i4}L_i + \beta_{i5}(MV_i/BE_i) + \beta_{i6}(RunUp_i - RunUp_{KFX,i}) + \beta_{i7}(A_i/BE_i) + \varepsilon_i$. Test af signifikans er tosidet og baseret på Whites heteroskedacitetskonsistente standardafvigelse.

bytte- som indtjeningsoplysningerne i årsregnskabsmeddelelsen indeholder altså selvstændig information.

Uforventet indtjening, UE , måles som tidligere nævnt ud fra IBES-forcasts for de selskaber, hvor der foreligger analytikerforcasts og ud fra naiv forcasts i de øvrige tilfælde. Hvis UE separeres ud på disse to mål i regressionen, fås som forventet stort set uændrede resultater bortset fra, at uforventet indtjening målt ved naiv forecast nu har en væsentlig lavere regressionskoefficient og blot er signifikant på 10% niveau.

Det ses af tabel 6, at kurseffekten er mindre for store end for små selskabers vedkommende, idet der findes en signifikant (på 10% niveau) negativ koefficient til selskabets markedsværdi. Det ses også, at kurseffekten afhænger positivt af MV/BE . Den sidste signifikante variabel er $RunUp$. Her viser nærmere undersøgelser, at dette resultat kun holder stik for selskaber, der realiser et negativt CAR . En negativ annoncering bliver altså yderligere forstærket af, at selskabet har underperformet i fortiden.

I nogle udenlandske undersøgelser findes, se eksempelvis Kane m.fl. (1984) samt Easton (1991)), at samtidige udbytte- og indtjeningsannonceringer ikke er uafhængige i den forstand, at eksempelvis samtidig uforventet forøget udbytte og indtjening resulterer i en større kursreaktion end regressionsresultaterne i tabel 6 tilsiger.

Med henblik på at undersøge om dette også er tilfældet for de danske data, defineres en række indikatorvariable som en funktion af fortegnet for uforventet udbytte (UD) og uforventet indtjening (UE). En stor andel af annonceringerne er kendetegnet ved at have faktisk udbytte lig med forventet udbytte svarende til $UD = 0$. Vi definerer derfor fortegnsvariablen for uforventet udbytte til at være + for $UD > 0$, 0 for $UD = 0$ og - for $UD < 0$. Uforventet indtjening er aldrig 0 (bortset fra de 21 tilfælde, hvor der ikke findes en samtidig indtjeningsannoncering). Vi definerer derfor fortegnsvariab-

Tabel 7. Regressionsoutput fra regression (4).

	Koefficient	t-statistik	p-værdi
R^2	7,60%		
UD (Udbytteoverraskelse)	0,2168	3,1353	0,18%
UE (Indtjeningsoverraskelse)	0,0066	1,5128	13,06%
$\ln(MV)$	-0,0040	-2,6442	0,83%
L (højlikviditetsdummy)	-0,0027	-0,4824	62,96%
MV/BE	0,0010	2,1882	2,88%
RunUp	0,0002	2,9326	0,34%
A/BE	-0,0007	-1,0163	30,97%
I(+, +)	0,0199	3,0589	0,23%
I(+, -)	0,0061	0,8188	41,30%
I(-, +)	0,0138	1,9627	4,99%
I(0, +)	0,0090	1,2789	20,12%
I(0, -)	-0,0257	-3,7144	0,02%

Antal observationer: 1251. Dummyvariablen $I(+, -)$ antager værdien 1, hvis udbytteoverraskelsen er positiv og indtjeningsoverraskelsen er negativ. Ellers er værdien 0. De øvrige dummyvariable er defineret på samme måde. $CAR(-1, 2)_i = \alpha_i + \beta_{11}UD_i + \beta_{12}UE_i + \beta_{13}\ln(MV_i) + \beta_{14}L_i + \beta_{15}(MV_i/BE_i) + \beta_{16}(RunUp_i - RunUp_{KFX,i}) + \beta_{17}(A_i/BE_i) + \beta_{18}I(+,+) + \beta_{19}I(+,-) + \beta_{110}I(0,+) + \beta_{111}I(0,-) + \beta_{112}I(-,+) + \varepsilon_i$. Test af signifikans er tosidet og baseret på Whites heteroskedacitets-konsistente standardafvigelse.

len for uforventet indtjening som + hvis $UE \geq 0$ og – ellers. Vi definerer på baggrund heraf 6 indikatorvariable således

$$\begin{aligned}
 I(+,+) &= 1 \text{ hvis } UD > 0 \text{ og } UE \geq 0. \text{ Ellers } 0 \\
 I(+,-) &= 1 \text{ hvis } UD > 0 \text{ og } UE < 0. \text{ Ellers } 0 \\
 I(0,+) &= 1 \text{ hvis } UD = 0 \text{ og } UE \geq 0. \text{ Ellers } 0 \\
 I(0,-) &= 1 \text{ hvis } UD = 0 \text{ og } UE < 0. \text{ Ellers } 0 \\
 I(-,+) &= 1 \text{ hvis } UD < 0 \text{ og } UE \geq 0. \text{ Ellers } 0 \\
 I(-,-) &= 1 \text{ hvis } UD < 0 \text{ og } UE < 0. \text{ Ellers } 0.
 \end{aligned}$$

Vi bemærker, at den sidste indikatorvariabel $I(-,-)$ kan skrives som en linearkombination af de øvrige indikatorvariable, hvorfor den udelades i den udvidede regression:

$$\begin{aligned}
 CAR(-1,2)_i &= \alpha_i + \beta_{11}UD_i + \beta_{12}UE_i + \beta_{13}\ln(MV_i) + \beta_{14}L_i + \beta_{15}\frac{MV_i}{BE_i} \\
 &+ \beta_{16}(RunUp_i - RunUp_{KFX,i}) + \beta_{17}\frac{A_i}{BE_i} \\
 &+ \beta_{18}I(+,+) + \beta_{19}I(+,-) + \beta_{110}I(0,+) + \beta_{111}I(0,-) + \beta_{112}I(-,+) + \varepsilon_i
 \end{aligned} \tag{4}$$

Indikatorvariablene kan ses som en korrektion til koefficienterne til UD og UE afhængig af fortegnene for UD og UE . Hvis koefficienterne til alle indikatorvariable er insignifikante, er der altså ingen interaktionseffekter mellem uforventet udbytte og uforventet indtjening, og den samlede kursreaktion fanges således alene af variablene UD og UE . Resultatet af den udvidede regression er angivet i tabel 7.

Det bemærkes, at inkluderingen af interaktionsvariablene forøger forklaringsgraden væsentligt. Estimatene for koefficienterne til UD , $\ln(MV)$, MV/BE og $RunUp$ er på samme niveau som tidligere og er stadig signifikante. Estimatet for koefficienten til UE er stort set halveret og er ikke længere signifikant. En stor del af indtjeningsoverraskelsen er så at sige flyttet ned i indikatorvariablene, og vi ser, at koefficienterne til $I(\cdot,+)$ alle er positive, og to af disse er signifikante på 5% henholdsvis 1% niveau. Endvidere ses, at koefficienten til $I(0,-)$ er negativ og signifikant på 1% niveau.

Effekten af samtidig reduceret udbytte og indtjening (den udeladte indikatorvariabel $I(-,-)$) kan altså i ovenstående regression fanges alene af koefficienterne til UD henholdsvis UE . Udelader vi i ovenstående regression i stedet $I(0,+)$, får vi stort set uændrede estimater samtidig med, at der ikke ændres på variabelens signifikans. I denne regression er koefficienten til $I(-,-)$ som forventet ikke signifikant, hvorfor samtidig reduceret udbytte og indtjening ikke forstærker hinanden.

Opsummerende har vi altså, at en uforventet forøget indtjening ledsaget af en uforventet udbyttestigning bliver særdeles vel modtaget af markedet. En uforventet formindskelse af indtjeningen kan kompenseres med en uforventet udbyttestigning, men holdes udbyttet uændret/reduceres falder aktiekursen. Endelig kan uforventet reduceret udbytte kompenseres af uforventet forøget indtjening.

3.4. Forøgede, uændrede og formindskede udbytter kontrolleret for indtjeningsændringer

Som supplement til de tidligere undersøgelser ser vi i dette delafsnit kort på gruppen af selskaber med forøgede, uændrede og formindskede udbytter kontrolleret for ændring i indtjening.

Resultaterne fremgår af nedenstående tabel 8. I denne forbindelse erindres om, at gruppen med forøgede (formindskede) udbytter alene indeholder væsentlig forøgede (formindskede) udbytter, idet gruppen er defineret ved $UD > 1\%$ ($UD < 1\%$). Vi ser først på resultaterne for gruppen af selskaber med forøget udbytte.

Af panel AI ser vi som forventet, at CAR er voksende som en funktion af uforventet indtjeningsændring. Vi genfinder, at en uforventet udbyttestigning kan kompensere for en uforventet indtjeningsformindskelse. Af den tilsvarende regression (panel BI) fremgår, at koefficienten til UD er positiv og signifikant på 1% niveau, hvorimod koefficienten til UE ikke er signifikant, men blot har det »rigtige« fortegn. Ved at med-

Tabel 8. Resultater for gruppen af selskaber med forøgede, uændrede og formindskede udbytter kontrolleret for ændring i indtjening.

Panel A. $CAR(-1, 2)$ for selskaber med forøgede, uændrede og formindskede udbytter kontrolleret for ændring i indtjening

	$CAR(-1, 2)$	$J_{CAR(-1, 2)}$	Antal $CAR(-1, 2) > 0$	Antal $CAR(-1, 2)$ i alt	Andel $CAR(-1, 2) > 0$
<i>(I) Forøget udbytte</i>					
Uafhængig af indtjening	2,581%	5,203 ***	104	158	0,66 ***
Forøget indtjening	3,304%	4,829 ***	61	86	0,71 ***
Uændret indtjening	2,925%	2,912 ***	23	35	0,66 **
Sænket indtjening	0,577%	0,561	20	37	0,54
<i>(II) Uændret udbytte</i>					
Uafhængig af indtjening	0,351%	1,488	544	1000	0,54 ***
Forøget indtjening	1,948%	4,634 ***	229	342	0,67 ***
Uændret indtjening	0,186%	0,611	177	335	0,53
Sænket indtjening	-1,169%	-2,400 **	138	323	0,43 **
<i>(III) Formindsket udbytte</i>					
Uafhængig af indtjening	-0,934%	-1,126	47	97	0,48
Forøget indtjening	0,898%	0,578	12	18	0,67 *
Uændret indtjening	-0,224%	-0,221	8	14	0,57
Sænket indtjening	-1,594%	-1,400	27	65	0,42

Dag 0 er annonceringsdagen. $CAR(-1, 2)$ er cumulative average return fra dag -1 til dag 2. $J_{CAR(-1, 2)}$ er Z-test-statistikken for $CAR(-1, 2)$. Signifikansniveauerne er baseret på et tosidet test. Andel $CAR(-1, 2) > 0$ angiver antal observationer med et positivt $CAR(-1, 2)$ i forhold til det samlede antal observationer. Det tilsvarende test er et tosidet test af, om sandsynligheden for positivt $CAR(-1, 2)$ er lig med sandsynligheden for negativt $CAR(-1, 2)$. *** Signifikans på 1% niveau, ** Signifikans på 5% niveau, * Signifikans på 10% niveau.

Fortsættes næste side

tage indikatorvariablen $I(+, +)$ i denne regression fås, at koefficienten til denne er positiv og signifikant på 10% niveau og de øvrige variable forbliver stort set uændrede. Dette stemmer pænt overens med panel AI, og det generelle resultat er, at kurseffekten af væsentligt forøgede udbytter ikke afhænger væsentligt af indtjeningsændringens størrelse, men derimod af om indtjeningen er (væsentlig) formindsket eller ej. I henhold til managerial opportunism hypotesen skulle vi, jævnfør indledningen, forvente en signifikant negativ koefficient til MV/BE . Koefficienten er negativ, men ikke signifikant, hvorfor vi ikke finder støtte til denne hypotese.

Resultaterne for selskaberne med uændret udbytte fremgår af panel AII og panel BII. Af panel AII ser vi som forventet, at CAR er voksende som en funktion af uforventet indtjeningsændring. Af regressionen (panel BII) fremgår ikke overraskende, at

fortsat

Panel B. Regressionsoutput (3) for selskaber med forøgede, uændrede og formindskede udbytter.

	Koefficient	t-statistik	p-værdi
<i>(I) Forøget udbytte</i>			
R^2	9,52 %		
Konstant	0,1790	2,3130	2,21 %
UD (Udbytteoverraskelse)	0,2232	2,7487	0,67 %
UE (Indtjeningsoverraskelse)	0,0243	0,6836	49,53 %
$\ln(MV)$	-0,0083	-2,0713	4,00 %
L (højlikviditetsdummy)	-0,0061	-0,4461	65,61 %
MV/BE	-0,0039	-0,7625	44,69 %
$RunUp$	0,0000	0,0889	92,92 %
A/BE	0,0217	1,2027	23,10 %
Antal observationer: 158			
<i>(II) Uændret udbytte</i>			
R^2	2,70 %		
Konstant	0,0260	0,8150	41,53 %
UD (Udbytteoverraskelse)	0,4503	0,6024	54,70 %
UE (Indtjeningsoverraskelse)	0,0114	2,5557	1,07 %
$\ln(MV)$	-0,0010	-0,6045	54,56 %
L (højlikviditetsdummy)	-0,0055	-0,8669	38,62 %
MV/BE	0,0009	1,8020	7,18 %
$RunUp$	0,0002	3,6061	0,03 %
A/BE	-0,0005	-0,7563	44,96 %
Antal observationer: 996			
<i>(III) Formindsket udbytte</i>			
R^2	7,74 %		
Konstant	0,2640	1,9600	5,31 %
UD (Udbytteoverraskelse)	0,1185	0,7400	46,13 %
UE (Indtjeningsoverraskelse)	0,0262	0,9200	36,01 %
$\ln(MV)$	-0,0132	-1,8858	6,26 %
L (højlikviditetsdummy)	0,0309	1,4518	15,01 %
MV/BE	-0,0075	-1,0477	29,76 %
$RunUp$	0,0002	0,5985	55,10 %
A/BE	-0,0098	-0,3158	75,29 %
Antal observationer: 97			

$CAR(-1, 2)_i = \alpha_i + \beta_{i1}UD_i + \beta_{i2}UE_i + \beta_{i3}\ln(MV_i) + \beta_{i4}L_i + \beta_{i5}(MV_i/BE_i) + \beta_{i6}(RunUp_i - RunUp_{KFX,i}) + \beta_{i7}(A_i/BE_i) + \varepsilon_i$
 Test af signifikans er tosidet og baseret på Whites heteroskedacitetskonsistente standardafvigelser.

koefficienten til UD er positiv og ikke signifikant. Det er altså alene de store udbytteændringer, der giver anledning til en signifikant kurseffekt. Ved stort set uændrede udbytter ses, at effekten af uforventet indtjening er signifikant på 5% niveau.

Resultaterne for selskaberne med formindsket udbytte fremgår af panel AIII og panel BIII. Af panel AIII ser vi som forventet, at *CAR* er voksende som en funktion af uforventet indtjeningsændring. Selvom der er tale om antalsmæssigt små delpopulationer er det værd at bemærke, at ingen af resultaterne er signifikante. I den udvidede totale regression (4) fandt vi, at koefficienten til interaktionsvariablen $I(-,+)$ var signifikant positiv. Dette resultat genfindes i panel AIII, idet alene gruppen med en uforventet indtjeningsfremgang udviser en positiv kurseffekt. Af regressionen (panel BIII) fremgår ikke overraskende set ud fra de tidligere resultater, at koefficienterne til *UD* og *UE* har de »rigtige« fortegn, og at begge er insignifikante. Medtages interaktionsvariablen $I(-,+)$ i ovennævnte regression, findes at koefficienten til denne er positiv og signifikant på 10% niveau.

Den "manglende" kursreaktion i forbindelse med formindskede udbytter kan således ikke forklares ud fra de samtidige indtjeningsannonceringer. Endvidere bemærkes, at der i henhold til panel BIII ikke findes støtte til managerial opportunism hypotesen, idet koefficienten til *MV/BE* både er insignifikant og har det »forkerte« fortegn.

3.5. Asymmetrisk udbytteannonceringseffekt – mulige forklaringer/hypoteser

Indtil videre har vi ikke fundet nogen forklaringer på den asymmetriske kursreaktion i forbindelse med store uforventede udbytteforøgelser (2,58%)/udbytteformindskelser (-0,93%).

Når vi sammenligner karakteristika for de selskaber, der indgår i gruppen af forøgede henholdsvis formindskede udbytter, finder vi ingen nævneværdige forskelle ud over de forskelle, der allerede fremgår af tabel 3. Den væsentligste forskel er her, at den gennemsnitlige markedsværdi er på ca. 2,2 mia. kr. for de udbytteforøgende selskaber og ca. 1,1 mia. kr. for de udbytteformindskende selskaber. Baseret på de hidtidige regressioner kan denne forskel højest forklare i størrelsesordenen 0,25% af den samlede numeriske forskel på 1,65% (= 2,58% - 0,93%) i annonceringseffekten mellem de to grupper. Hertil kommer, at forskellen i markedsværdi mellem de to grupper i tabel 3 alene ses i gennemsnittene og ikke i medianerne.

Blandt gruppen af selskaber, der uforventet formindsker udbytterne, finder vi, at en del af disse selskaber på andre tidspunkter indgår i gruppen af selskaber, der uforventet forøger udbytterne. Ved et nærmere studium af de to udbyttegrupper finder vi, at der i gruppen af selskaber, der formindsker udbytterne, er en stor andel af »ustabile« selskaber i den forstand, at de ofte ændrer deres udbyttebetalinger i op eller nedad gående retning, hvilket står i kontrast til gruppen med forøgede udbytter, der indeholder en anderledes større brøkdelen af »stabile« selskaber. I gruppen af udbytteformindskende selskaber kan blot mellem 1/3 og 1/4 af selskaberne betegnes som »stabile«. Man kunne således forvente, at det især er disse »stabile« selskaber, der giver anled-

ning til en negativ kursreaktion, hvilket bekræftes af, at disse selskaber giver anledning til et *CAR* på mellem -1,5% og -2,0% afhængig af definitionen på stabilitet. Ved at udvide cross sectional regressionen i tabel 8, panel BIII med en dummyvariabel for »stabil« selskab findes en negativ koefficient til denne variabel. Uafhængig af definitionen på stabilitet opnås dog altid en insignifikant koefficient (*p*-værdier i størrelsesordenen godt 20%).

En anden forklaring på den asymmetriske kursreaktion kunne være, at markedet ikke forventningsmæssigt har været i stand til at håndtere det store niveauskifte i udbyttebetalingerne, der satte ind fra og med 1995. Vi har først undersøgt dette ved tidsmæssigt at opdele populationerne. For gruppen af uforventet forøgede udbytter finder vi for alle delperioder en overnormal kursreaktion i intervallet 2,4% – 2,6%. For gruppen af uforventet formindskede udbytter finder vi den største negative overnormale kursreaktion på -1,7% for annonceringer for perioden 1-1-1998 til 31-12-2001. Ved at udvide cross sectional regressionen i tabel 8, panel BIII med en dummyvariabel for annonceringer før 1-1-1998 finder vi det rigtige fortegn for koefficienten til dummyvariablen, men koefficienten har blot en *p*-værdi på 69%. Vi har også forsøgt at fremprovokere en mere negativ kursreaktion for de udbytteformindskende selskabers vedkommende ved at sænke forventningerne til disse selskabers udbyttebetalinger. Dette bidrager ikke væsentligt til en mere negativ kursreaktion for disse selskabers vedkommende. Vi er således ikke i stand til at forklare den asymmetriske kursreaktion ved »at forventningsdannelsen blev forstyrret et par år«.

Det generelle niveauskift i selskabernes udbyttebetalinger falder tidsmæssigt sammen med starten på *shareholder value* (SV) bølgen i Danmark, og nogle vil måske argumentere for, at skiftet i generelt udbyttelniveau er en konsekvens af skiftet mod SV. Nu er det imidlertid ikke enkelt at måle, om et selskab forfølger en SV-målsætning eller ej. Og hvad vil det sige at varetage aktionærernes interesser i et selskab med en heterogen ejerstruktur? Vi har pragmatisk valgt at antage, at hvis der ikke findes storaktionærer i ejerkredsen ud over institutionelle investorer som eksempelvis ATP og LD, da forfølger selskabet en målsætning om at maksimere selskabets markedsværdi her og nu – *market shareholder value* (MSV). Hvis der derimod findes storaktionærer i form af personligt ejerskab, fonds- eller virksomhedseje, antager vi, at selskabet maksimerer *long term shareholder value* (LSV). Under MSV-målsætningen er uforventet forøget udbytte/formindsket udbytte gode/dårlige nyheder, hvorimod uforventet forøget udbytte/formindsket udbytte er dårlige/neutrale henholdsvis gode/neutrale nyheder under LMV-målsætningen – jævnfør vor diskussion i indledningsafsnittet.

Ejerskab til danske selskaber er ikke offentlig information. Denne information kan dog delvist findes ved at sammenstykke ejerskabsmeddelelser, idet ejerne i et børsnoteret dansk selskab er pligtige til at tilkendegive, når deres ejerskab til selskabet passerer

en 5% grænse med hensyn til enten aktiekapital eller stemmer. Greens Erhvervsinformation A/S har indsamlet sådanne ejerskabsmeddelelser tilbage fra 1995. For selskaberne i gruppen af udbytteforøgende og udbytteformindskende selskaber har vi indsamlet ejerskabsoplysninger baseret på Greens og har på denne baggrund klassificeret den enkelte annoncering som et MSV henholdsvis LSV.¹² Registreringerne i Greens er dog ikke komplette, idet bl.a. selskaber afnoteret fra Københavns Fondsbørs A/S ikke indgår i registeret. Dette forhold vedrører godt 20% af annonceringerne, forholdsvist ligeligt fordelt på de to udbyttegrupper. Vi har valgt at klassificere disse annonceringer som et LSV.¹³

Vi kan nu for de udbytteforøgende henholdsvis udbytteformindskende selskaber kontrollere for effekten af ejerskabsstruktur ved at udvide regressionerne i tabel 8, panel BI henholdsvis tabel 8, panel BIII med en indikatorvariabel, der er 1, hvis selskabet er et LSV-selskab. For gruppen af udbytteformindskende selskaber finder vi, at koefficienten til denne indikatorvariabel er positiv og signifikant på 1% niveau. Reduktion af udbytter er altså *relativt* set gode nyheder for LSV-selskaber og dårlige nyheder for MSV-selskaber. For gruppen af udbytteforøgende selskaber finder vi, at koefficienten til indikatorvariablen er negativ og næsten signifikant på 10% niveau (p -værdi = 10,28%). Venligt fortolket er der altså en svag tendens til, at udbytteforøgelse er *relativt* dårlige nyheder for LSV-selskaber.

Der er altså indikation for, at ejerskabsforhold influerer på, hvorledes uforventede udbytteændringer modtages af markedet svarende til sondringen mellem den typiske anglo-saksiske henholdsvis kontinentale europæiske ejerskabsstruktur. Det er nu interessant at undersøge, om effekten af ejerskabsforhold også kan bidrage til at forklare den asymmetriske udbytteannonceringseffekt, idet man på baggrund af ovennævnte regressionsresultater kunne forvente en mindre asymmetrisk kurseffekt for gruppen af MSV-selskaber. I tabel 9 er angivet den overnormale kursreaktion for de to udbyttegrupper opdelt på ejerskabsforhold.

Af tabellen ser vi som forventet ud fra ovennævnte regressioner, at LSV-selskaber reagerer positivt/neutralt på formindskede udbytter og mindre positivt end andre sel-

12. Inden vi præsenterer resultaterne heraf, gør vi opmærksom på, at udbytte- og regnskabsdataene er af en langt højere kvalitet end ejerskabsdataene, og at der i forbindelse med ejerskabsklassificeringen indgår et skøn, hvor vi efter bedste evne har tilstræbt at være unbiased.

Som en illustration af, at storaktionærer spiller en væsentlig rolle i Danmark, anføres eksempelvis, at der i 2001 kan sættes navn (dvs. primært aktionærer der ejer 5% eller mere af aktiekapitalen eller har ret til at udøve 5% eller flere af stemmerne i et givent selskab) på godt 50% af såvel aktiekapitalen som af stemmerne i de danske børsnoterede selskaber. I omkring 60% af selskaberne kan der sættes navn på mindst 50% af stemmerne.

13. Vi har også lavet undersøgelser baseret alene på de annonceringer, hvorom der foreligger ejerskabsoplysninger i Greens. Vi finder herved stort set tilsvarende resultater, idet vi samtidig har checket, at reduktionen af populationerne ikke påvirker resultaterne.

Tabel 9. CAR(-1,2) opdelt på udbyttegrupper og ejerskabsstruktur.

	LSV- selskab	MSV- selskab	Alle selskaber	Antal LSV- selskaber	Antal selskaber
Formindske udbytte	1,25%	-2,59%	-0,93%	42	97
Forøget udbytte	1,74%	3,38%	2,58%	77	158

skaber på forøgede udbytter. Det mest interessante er imidlertid, at der nu er en mindre asymmetrisk kursreaktion for de udbytteformindskende henholdsvis udbytteforøgende MSV-selskaber. I denne forbindelse skal vi imidlertid erindre om den relativt lave kvalitet af ejerskabsdataene og dermed faren for overfortolkning.

Opsummerende har vi altså, at det bedste bud på forklaring af den asymmetriske udbytteannonceringseffekt er selskabernes ejerstruktur. Det er således med baggrund i yderligere data ønskeligt at undersøge denne hypotese.¹⁴ Som supplement hertil er det ønskeligt med mere viden om sammenhængen mellem selskabernes udbyttepolitik og deres karakteristika herunder ejerskabsstruktur. Endelig vil det være interessant og nødvendigt at inddrage samspillet mellem udbytteudlodning og aktietilbagekøb for perioden 2000-2005.

4. Konklusioner

I Danmark annonceres selskabernes udbyttebetalinger i 98,3% af tilfældene i forbindelse med årsregnskabsmeddelelsen. Ledelsen har normalt ikke meget spillerum i forbindelse med indtjeningsannonceringen (bortset fra vurderingen af fremtidsudsigterne), hvorimod forslag til udbyttebetalinger er et ledelsesmæssigt valg. Man kan

14. Det er dog, bortset fra det praktiske arbejde i forbindelse med fremskaffelse af detaljerede udbyttedata, ikke helt enkelt at forlænge undersøgelsesperioden med 2002 og frem, idet aktietilbagekøb i denne periode bliver meget mere almindelige.

På baggrund af den ene forfatters foreløbige undersøgelser og to hovedopgaver afleveret til denne, kan vi summarisk beskrive udbytte- og aktietilbagekøbsforholdene efter 2001 således. Såvel væksten i udbytter som aktietilbagekøb fortsætter. De samlede aktietilbagekøb udgør for det enkelte år typisk 20-40% af de samlede udlodninger til aktionærerne. Denne relativt store tidsmæssige variation afspejler, at omfanget af aktietilbagekøb for det enkelte selskab, der betjener sig heraf, er meget varierende over tid. Det er et mindretal af selskaberne, der anvender aktietilbagekøb. For perioden 2002-2005 har ca. 25% af selskaberne noteret på Københavns Fondsbørs foretaget et eller flere aktietilbagekøb. I det enkelte år er det godt 10% af selskaberne, der annoncerer et aktietilbagekøb. Selskaber, der foretager eller har foretaget aktietilbagekøb, udlodder også ved hjælp af udbytter. Udbytter erstattes altså ikke med aktietilbagekøb. Undtagelsen, der bekræfter reglen, er Topdanmark, William Demant Holding og Jyske Bank, der alle udelukkende udlodder alene ved hjælp af aktietilbagekøb. Aktietilbagekøb er typisk en engangforeteelse - eventuelt fordelt over nogle år - for måske at blive genoptaget senere. Aktietilbagekøbene er typisk store udlodninger fra store og vel-tjenende selskaber, ofte med en spredt ejerkreds. Konkluderende har vi altså, at for en gruppe af selskaberne er udlodningspolitikken ændret fra ren udbytteudlodning til udlodning ved hjælp af såvel udbytter som aktietilbagekøb med udbytter som den stabile komponent.

således formode, at der foreligger selvstændig information i såvel udbytte- som indtjeningsannonceringen, og at der er en sammenhæng imellem de to typer af annonceringer.

For en uforventet udbytteforøgelse finder vi en signifikant overnormal kursreaktion på 2,6%. Kontrolleres der for indtjening, findes en kursreaktion af samme størrelsesorden. Størrelsen af kursreaktionen er helt på niveau med den tilsvarende kursreaktion på de anglo-saksiske aktiemarkeder.

For en uforventet udbytteformindskelse finder vi en insignifikant overnormal kursreaktion på -0,9%. Kontrolleres der for indtjening, findes en kursreaktion af samme størrelsesorden. Størrelsen af kursreaktionen er numerisk langt mindre end den tilsvarende kursreaktion på de anglo-saksiske aktiemarkeder. Den falder heller ikke i tråd med kursreaktion på de kontinentale europæiske aktiemarkeder, hvor kursreaktionen typisk er positiv i forbindelse med en udbytteformindskelse.

Vi finder således, at årsregnskabsmeddelelsernes udbytteannonceringer indeholder særskilt information, hvilket også bekræftes af cross sectional regressioner, hvor såvel uforventede udbytte- som indtjeningsændringer er signifikante på 1% niveau.

Der er en interaktion mellem udbytte- og indtjeningsannonceringer. En uforventet forøget indtjening ledsaget af en uforventet udbyttestigning bliver særdeles vel modtaget af aktiemarkedet. En uforventet formindskelse af indtjeningen kan kompenseres med en uforventet udbyttestigning, men holdes udbyttet uændret falder aktiekursen.¹⁵

Ovenstående resultater viser sig at være robuste med hensyn til metodevalg, opgørelsesmetoder og fra- og tilvalg af delpopulationer.

Den undersøgte periode er kendetegnet ved, at der for de danske børsnoterede selskaber som gruppe skete en 5-dobling i udbyttebetalingerne korrigeret for såvel aktiekapitaltilførsler som til- og afgang af selskaber. Dette niveauskift i udbyttebetalingerne finder vi er en væsentlig del af forklaringen på, at vi finder en signifikant kursreaktion på 0,5% for annonceringer af årsregnskabsmeddelelser taget under ét, hvilket umiddelbart betraget er i modstrid med markedsefficiens. I stedet for markedsefficiens peger vi på, at markedet blot er blevet overrasket af det generelle niveauskift i udbyttebetalingerne. Denne observation komplementeres i øvrigt af en undersøgelse af Bechmann m.fl. (2005), der viser, at det danske aktiemarked reagerer hurtigt, typisk i størrelsesordenen 1 dag, på informationer i regnskabsrapporter.

For såvel uforventede udbytteforøgelser som udbytteformindskelser finder vi, at MV/BE (Tobins q) ikke bidrager til at forklare den overnormale kursreaktion, hvorfor vi ikke finder støtte til udbytteforklaringer baseret på managerial opportunism hypotesen.

15. Årsregnskabsmeddelelsen indeholder generelt andre væsentlige oplysninger end indtjenings- og udbytteannonceringerne. I denne forbindelse ville det være interessant at have data for årsregnskabsmeddelelsens fremtidsudsigter, der givetvis er formuleret med stor omhu, og som udbytteannonceringerne er et udtryk for ledelsens valg.

Vi finder, at danske selskaber er heterogene i den forstand, at der for selskaber, der har en eller flere store ejere i ejerkredsen, observeres en kursreaktion på uforventede udbytteændringer stort set svarende til de kontinentale europæiske selskaber, hvori- mod der for selskaber, der ikke har store ejere i ejerkredsen, observeres en kursreaktion svarende til de anglo-saksiske selskaber.

For gruppen af selskaber, der uforventet forøger udbytterne, finder vi en større numerisk kursreaktion end for selskaber, der uforventet formindsker udbytterne. Vort bedste bud på en forklaring herpå er igen baseret på sondringen mellem den kontinentale europæiske og anglo-saksiske ejerskabsstruktur, idet vi for selskaber, der ikke har store ejere i ejerkredsen, ikke finder en nær så stor asymmetrisk kursreaktion. I denne forbindelse vil det være ønskeligt med yderligere undersøgelser baseret på flere data.

Samlet set er der for kursreaktionerne som følge af uforventet ændrede udbytter støtte til fordel for en signaleringsforklaring, men hvor der er indikationer på, at en sådan forklaring ikke holder i det omfang, der er en eller flere (ikke-institutionelle) storaktionærer i ejerkredsen.

Litteratur

- Aagaard, M. R. og J. Raaballe. 2004. Danske selskaber udbetaler udbytter som aldrig før. *FinansInvest*, 1, 22-30.
- Aharony, J. og I. Swary. 1980. Quarterly Dividend and Earnings Announcements and Stockholders' Returns: An Empirical Analysis. *The Journal of Finance*. 1, 1-12.
- Amihud, Y. og K. Li. 2002. The Declining Information Content of Dividend Announcements and the Effects of Institutional Investors. *EFMA 2004 Basel Meetings Paper*.
- Becht, M., P. Bolton og A. Roell. 2002. Corporate Governance and Control. Finance Working Paper nr. 02/2002. *European Corporate Governance Institute*.
- Bechmann, K. L. og J. Raaballe. 2002. Taxable Cash Dividends – A Useful Waste of Money. *Working Paper (WP 2002-7)*, Department of Management, University of Aarhus.
- Bechmann, K. L. og J. Raaballe. 2004. The Difference Between Stock Splits and Stock Dividends – Evidence from Denmark. *Working Paper no. 170*, Centre for Analytical Finance, Aarhus.
- Bechmann, K. L., J. Raaballe og P. Raahauge. 2005. Information og reaktioner på aktiemarkedet. *FinansInvest*, 4, 5-15.
- Benesh, G. A., A. J. Keown og J. M. Pinkerton. 1984. An Examination of Market Reaction to Substantial Shifts in Dividend Policy. *The Journal of Financial Research*, 7, 131-42.
- Campbell, J. Y., A. W. Lo og A. C. MacKinlay. 1997. *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton University Press.
- Easton, S. 1991. Earnings and Dividends: Is There an Interaction Effect? *Journal of Business Finance & Accounting*. 18(2), 255-66.
- Fama, E. F. og K. R. French. 1992. The Cross-Section of Expected Stock Returns. *The Journal of Finance*. 47, 427-65.
- Jensen, M. C. 1986. Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance and Takeovers. *American Economic Review*. 76, 323-29.
- Jensen, C. M. og W. H. Meckling. 1976. Theory of the Firm: Managerial Behaviour, Agency Costs and Ownership Structure. *Journal of Financial Economics* 3, 305-60.
- John, K. og J. Williams. 1985. Dividends, Dilution, and Taxes: A Signaling Equilibrium. *The Journal of Finance*. 4, 1053-70.
- Kane, A., Y. K. Lee og A. Marcus. 1984.

- Earnings and Dividend Announcements: Is there a Corroboration Effect? *The Journal of Finance*. 4, 1091-99.
- Lasfer, M. M. og M. Zenonos. 2004. The Market Valuation of Dividend Announcements in the UK, Germany, France, and Italy. *FMA 2004 New Orleans Meetings Paper*, nr. 1601873.
- Lucas, D. J. og R. L. McDonald. 1998. Shareholder Heterogeneity, Adverse Selection, and Payout Policy. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 33, 233-53.
- Lønroth, H. L., P. F. Møller og F. Thinggaard. 2000. Årsregnskabsmeddelelser – aktiemarkedets effektivitet og dets forventninger. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*. 100, 189-204.
- McCaffrey, K. og P. Hamill. 2000. Dividend Initiation Announcements Effects in Initial Public Offerings. *Applied Financial Economics*. 10, 533-42.
- Opong, K. K. 1996. Hourly Share Price Response to the Release of Preliminary Annual Financial Reports: Some UK Evidence. *British Accounting Review*. 28, 187-202.
- Rose, C. og C. Mejer. 2003. The Danish Corporate Governance System: From Stakeholder Orientation towards Shareholder Value. *Corporate Governance: An International Review*. 11, 335-45.
- Sponholtz, C. 2004. Aktiemarkedets effektivitet og forventninger omkring årsregnskabsmeddelelser. *Nationaløkonomisk Tidsskrift* 142. 1-34.
- Sørensen, B. G. 1982. Regnskabsinformation og aktiemarkedets effektivitet: En empirisk analyse. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*. 2, 223-41.

Dansk erhvervslivs styrkeområder inden for Forskning og Udvikling

Ebbe Krogh Graversen

Dansk Center for Forskningsanalyse, Århus Universitet, E-mail: Ebbe.Krogh.Graversen@cfa.au.dk

Michael Mark

Afd. for Innovation og forskning, sektorområde Regional Udvikling, Region Midtjylland og Dansk Center for Forskningsanalyse, Århus Universitet, E-mail: Michael.Mark@cfa.au.dk

SUMMARY: The article analyse leads and drawbacks of the Danish private sector Research and Development vis-à-vis Finland, Sweden and Norway. The aim is to identify whether sectors or specific firm clusters have invested less in R&D than comparable countries using data on actual R&D investments in 2001. The main results are that the Danish private sector R&D activities are smaller than the Finnish and particularly Swedish R&D activities but larger than the Norwegian activities. The Finnish lead disappears when the Finnish ICT sector is removed. The Danish low performances lie in the ICT production and trade sector as well as among very large firms while the Danish leads lie in the medico and knowledge service sectors as well as among SME firms.

1. Indledning

De senere år har der været et stigende nationalt politisk fokus på omfanget af forskning og udvikling, FoU, i Danmark. Dansk erhvervslivs FoU sammenlignes ofte med andre landes FoU alene ved hjælp af FoU-udgifternes andel af landenes BNP. Formålet med dette studie er at nuancere dette måltal ved at sammenligne dansk erhvervslivs forskning med andre skandinaviske landes forskning på en række unikke måltal eller indikatorer. Med den specifikke opsplitning i analyserne identificeres de brancher og virksomhedsklynger, hvor dansk forskning er relativt mere eller mindre repræsenteret. Sammenligningen med landene Finland, Sverige og Norge hviler på en antagelse om, at de har tilstrækkelig ens erhvervsstruktur, arbejdsmarkedsforhold og uddannelsesniveau til, at sammenstillingerne er reelle og retvisende. De skandinaviske lande er små åbne økonomier med en høj konkurrenceevne, en god økonomisk situation, højt

Artiklen er baseret på analyser foretaget på semi-aggregerede FoU-data fra CFA og Finlands, Sveriges og Norges Statistik i Graversen og Mark (2005). Eventuelle fejlfortolkninger og andre uoverensstemmelser er alene forfatterens ansvar.

teknologiniveau og store fællestræk i de offentlige videnssystemer.¹ Mange lande indsamler officielt statistik om landenes FoU-aktiviteter efter ens retningslinier, OECD (2002), (2003), men i dette studie er de fire landes FoU-data systematisk rensset for dataforskelligheder på virksomhedsniveau og efterfølgende sammenlignet. Resultaterne og metoden kan anvendes til at fokusere indsatsområder for dansk forskningspolitik eller til at identificere mulige danske kompetenceområder. Detaljeringsgraden i sammenligningerne kan øges, men den analytiske ressourceindsats vil da stige proportionalt.

I analyserne anvendes virksomhedsspecifikt datamateriale fra fire nordiske landes forskningsstatistikker for erhvervslivet i 2001.² Sædvanligvis anvendes erhvervslivets FoU-udgifter i procent af BNP til at sammenligne status mellem lande. Med dansk erhvervslivs FoU-udgifter i procent af BNP på 1,65% i 2001 skulle Danmark øge FoU-indsatsen med henholdsvis 0,8 og 1,7 procentpoint for at være på linie med finsk og svensk erhvervslivs niveau, jvf. »*Nordisk Forskningsstatistik 2001*«, NIFU (2003). Dansk erhvervsliv anvender 0,7 procentpoint mere af BNP på FoU end norsk erhvervsliv. Denne artikel har som hovedmål at vise et mere nuanceret billede af denne forskel i FoU-aktivitet. I afsnit 3 er aktiviteterne opdelt efter branche og virksomhedsstørrelse for at vise, hvor de aktuelle forskelle findes i forhold til Danmark. Først sammenlignes de makrobaserede statistikker for landene hvorefter de virksomhedsspecifikke data bruges til at finde afvigelser mellem Danmark og de øvrige lande. En opsummerende konklusion findes i afsnit 4. Afsnit 2 omhandler datamaterialet, dets begrænsninger og den anvendte metode.

2. Metode og empiri

De virksomhedsspecifikke data om forskning og udvikling i 2001 for dansk erhvervsliv er holdt op mod tilsvarende datamateriale fra Finland, Sverige og Norge. For hvert af de fire lande er den indsamlede information om erhvervslivet aggregeret på i alt 24 ens definerede klynger. For hver klynge er der aggregeret data på en række FoU-relaterede analysevariable, ligesom der også er aggregeret data på randfordelinger, se Graversen og Mark (2005) for en detaljeret tabelsamling med de landespecifikke klyngeinformationer. I denne artikel analyseres resultaterne i form af flere sammenlignende tabeller. I tabellerne er resultaterne opsplittet på klynger defineret ved branche og virksomhedsstørrelse. En mere detaljeret klyngeopdeling for at øge informationsmængden i sammenligningerne er ikke fundet hensigtsmæssig i denne artikel.³

1. Således ligger alle de fire lande i top 6 på World Economic Forums globale konkurrenceevneindeks, GCI WEF (2004).

2. Senere offentliggjorte makrostatistikker fra eksempelvis 2003 viser ikke store nationale ændringer, hvorfor dette studies generelle konklusioner antageligvis stadig er gældende.

3. Den specifikke afgrænsning af branche- og virksomhedsklynger kan ses i appendiks 1 i Graversen og Mark (2005). Brancheklyngerne er baseret på OECDs angivelser af teknologiniveau i fremstillingsindustrien og inden for vidensservice, AFSK (2003) samt en udspecificering af medico og IKT grundet disse branchers store betydning i videnbaserede lande som de nordiske.

2.1 Beregnede afvigelser

I analyserne i afsnit 3 vises resultaterne fra tre forskellige beregninger af de danske FoU-udgifters afvigelse fra FoU-udgifterne i de tre øvrige lande. Beregningerne har til formål at vise, hvor meget eller lidt dansk erhvervsliv aktuelt forsker sammenlignet med de andre lande, og de er et alternativ til makrotallene i tabel 1. Analysen foretages ved at beregne de danske FoU-udgifter, hvis virksomhederne lignede virksomhederne i de øvrige lande, samtidig med at der kontrolleres for den danske erhvervsstruktur og størrelsen af den danske økonomi, dvs. antal virksomheder. De tre forskellige scenarier, som beregnes, anvender FoU-personelintensiteten i de øvrige lande, FoU-udgiften per FoU-årsværk og FoU-udgiftsfordelingen (FoU-erhvervsstrukturen) i de øvrige lande til beregningerne.

Mere specifikt beregnes de danske FoU-udgifter for hver branche- og størrelsesklynge på basis af de semiaggregerede klyngedata. Eksempelvis beregnes de små virksomheders FoU-udgift med udenlandsk FoU-personelintensitet som deres samlede FoU-udgift divideret med deres danske antal FoU-ansatte af alle ansatte og ganget med det tilsvarende udenlandske antal FoU-ansatte af alle ansatte.

Dansk FoU-udgift med udenlandsk FoU-personelintensitet (tabel 3)

$$\text{"Ny" FoU_udgift}^j = \text{FoU_udgift}_{\text{DK}}^j \cdot \left(\frac{\text{FoU_personel}_{\text{Udland}}^j}{\text{Ansatte}_{\text{Udland}}^j} \right) / \left(\frac{\text{FoU_personel}_{\text{DK}}^j}{\text{Ansatte}_{\text{DK}}^j} \right)$$

Dansk FoU-udgift med udenlandsk FoU-udgift per FoU-årsværk (tabel 4)

$$\text{"Ny" FoU_udgift}^j = \text{FoU_årsværk}_{\text{DK}}^j \cdot \left(\frac{\text{FoU_udgift}_{\text{Udland}}^j}{\text{FoU_årsværk}_{\text{Udland}}^j} \right)$$

Dansk FoU-udgift med udenlandsk FoU-erhvervsstruktur (tabel 5)

$$\text{"Ny" FoU_udgift}^j = \sum_{\forall_j} \text{FoU_udgift}_{\text{DK}}^j \cdot \left(\frac{\text{FoU_udgift}_{\text{Udland}}^j}{\sum_{\forall_j} \text{FoU_udgift}_{\text{Udland}}^j} \right)$$

Den første beregnede FoU-udgift viser, hvad dansk erhvervsliv i klynge j ville have haft af FoU-udgift, hvis den havde anvendt den samme andel FoU-personel ud af alle ansatte som klynge j gør i sammenligningslandet. Sammenholdes beregningerne med

de faktiske FoU-udgifter, viser de afvigelserne, som kan forklares med en relativ højere eller lavere indsats af FoU-personel end i sammenligningslandet, dvs. en relativ mængdeeffekt. Den anden beregnede FoU-udgift viser, hvad dansk erhvervsliv i klynge *j* ville have haft af FoU-udgift, hvis den havde haft den samme FoU-udgift per forsker-årsværk som klynge *j* gør i sammenligningslandet. Beregningerne viser dermed de afvigelser, som kan forklares med en højere eller lavere FoU-udgift per FoU-årsværk i sammenligningslandet, dvs. en relativ kapitalintensitetseffekt, hvis lønniveauet antages ens. Den tredje og sidste beregnede FoU-udgift viser, hvad dansk erhvervsliv i klynge *j* ville have haft af FoU-udgift, hvis dens FoU-udgifter havde udgjort den samme andel af økonomien som klynge *j*'s FoU-udgifter gør i sammenligningslandet. Denne beregning viser dermed afvigelser, som er forårsaget af forskellig erhvervsstruktur.

Resultaterne af beregningerne er vist i afsnit 3.2, hvor de aktuelle danske FoU-udgifter er angivet sammen med den procentvise ændring, hvis der forskes som i de øvrige lande. Plusprocenter i tabel 3, 4 og 5 angiver således, at dansk erhvervsliv har en relativ større FoU-aktivitet i klyngen, mens minusprocenter angiver, at dansk erhvervsliv har en relativ mindre FoU-aktivitet i klyngen.

2.2 Virksomhedsspecifikke empiriske data

Analyserne af dansk erhvervslivs FoU-aktiviteter bygger på datamateriale indsamlet af Analyseinstitut for Forskning (nu Dansk Center for Forskningsanalyse).⁴ En kort karakteristik af datamaterialet tilsiger, at det er repræsentativt for dansk erhvervslivs FoU-aktiviteter, AFSK (2003). Indsamlingen af data omfatter alle større virksomheder, mens de mindre virksomheder er medtaget efter en given stratificering.⁵ En virksomhedsspecifik vægtning, der tager højde for udvælgelsessandsynlighed samt bortfald blandt respondenterne, gør data repræsentative for alle virksomheder med mere end 9 ansatte. Der indsamles også for virksomheder med ned til to ansatte i enkelte brancher, men disse er udeladt i analyserne for at sikre sammenlignelighed med de andre landes data.

Data for Finlands, Sveriges og Norges erhvervslivs FoU stammer fra de respektive landes statistikbureauer og er indsamlet til deres forskningsstatistikker for 2001.⁶ Dataindsamlingsenhederne i de tre lande har på anmodning leveret tabeller med aggregerede FoU-tal fordelt på 24 klynger defineret ved 6 brancher og 4 virksomhedsstørrelser. Ikke alle landene har været i stand til at give alle de ønskede oplysninger;

4. Aggregeret information om dansk erhvervslivs FoU og indsamlingen af data til FoU-statistikken kan findes på Dansk Center for ForskningsAnalyses hjemmeside, www.cfa.au.dk.

5. Se AFSK (2003), tabel 12.1. Her kan også ses hvilke brancher, der er inkluderet i statistikken.

6. Yderligere information om datamaterialet i de tre lande findes i landenes publiceringer af forskningsstatistik, www.stat.fi, www.scb.se og www.ssb.no.

primært på grund af manglende ressourcer. Det har heller ikke været muligt at lave helt ensartede klynger for alle landene, da datamaterialet på trods af retningslinierne i Frascati-manualen, OECD (2002) ikke indsamles helt identisk, og dermed ikke repræsenterer den eksakt samme del af erhvervslivet. Der er i analyserne forsøgt at skabe overensstemmelse mellem klyngerne, enten ved at tilpasse afgrænsningerne af klyngerne i de danske data eller ved at udelade klynger, der ikke er sammenlignelige i analyserne. De officielle totale FoU-udgifter, som det angives i de respektive lande og i OECDs MSTI statistik, OECD (2003), er derfor lidt større end totalerne i tabel 1.

De små forskelligheder i indsamling og opgørelse af FoU-aktiviteterne nødvendiggør, at et detaljeret scenario opdelt på mange klynger eller kategorier, skal korrigeres for disse små forskelle for at give mening. Eksempelvis indsamler Finland (ligesom i Danmark) ved hjælp af et løbende panel af FoU-aktive og FoU-inaktive virksomheder, hvori der tilføjes nye virksomheder, hvis de angiver, at de er FoU-aktive. I modsætning til Danmark vægter Finland ikke til populationsniveau, men antager, at de har næsten al FoU med i datamaterialet selvom de primært mangler at finde en mindre del små virksomheder. De danske og finske data sammenlignes derfor uvægtet. I den norske case er der på grund af manglende ressourcer hos den norske samarbejdspartner anvendt færre indikatorer, hvilket naturligvis reducerer forklaringsgraden. Til gengæld indsamles data helt på samme måde som i Danmark. De danske og norske data sammenlignes derfor vægtet til populationsniveau.⁷ I Sverige indsamles kun FoU-information for virksomheder med over 49 ansatte. Det medfører naturligvis en vis underestimering af landstotalen. I Danmark afholdes eksempelvis 20 procent af erhvervslivets FoU-udgifter af virksomheder med under 50 ansatte. De danske og svenske data sammenlignes derfor vægtet til populationsniveau for virksomheder med over 49 ansatte.

3. Komparative resultater

Analyserne i det gennemførte studie har resulteret i de generelle konklusioner om forskningsniveauet hos dansk erhvervsliv i afsnit 4. Konklusionerne er begrundet i analyseresultaterne i dette afsnit, hvor makroinformation og disaggregeret virksomhedsdata sammenholdes for landene. I afsnit 3.2 beregnes de danske FoU-udgifter under forudsætning af, at dansk erhvervsliv gør som de øvrige lande i sammenligningerne. Denne sidste del identificerer dermed de danske kompetenceområder og dokumenterer omfanget af dem.

Dansk erhvervslivs egne FoU-udgifter udgjorde 1,65 procent af Danmarks BNP mod finsk erhvervslivs 2,41 procent af Finlands BNP, jvf. tabel 1. Det svarer til, at

7. En undtagelse er dog den erhvervsrelaterede institutsektor i Norge. Den matcher en del af sektorforskningsinstitutionerne i Danmark, men er ikke med i erhvervslivets opgørelse i Danmark og Finland. Sektoren er derfor også taget ud af det norske sample i sammenligningerne.

Tabel 1. Forskning og udvikling i Danmark, Finland, Norge og Sverige i 2001.

	Alle virksomheder med over 9 ansatte			Alle virksomheder med over 49 ansatte	
	Danmark	Finland	Norge	Danmark	Sverige
Erhvervslivets FoU-udgifter (mio. DKK)	21 562	23 969	11 664	17 349	59 595
Erhvervslivets FoU-udgifters andel af BNP	1,65 %	2,41 %	0,96 %	1,29 %	3,35 %
Alle FoU-udgifters andel af BNP	2,40 %	3,40 %	1,62 %	2,04 %	4,27 %
Alle FoU-udgifter per capita (DKK)	5 953	6 643	5 070	5 090	8 717
Erhvervslivs FoU-personel i alt	34 134	36 372	20 617	25 776	53 484
Erhvervslivs FoU-årsværk i alt	25 849	30 090	14 822	19 606	49 433
Erhvervslivets FoU-årsværk per arbejdsårsværk	14,8 ‰	20,3 ‰	11,3 ‰	11,3 ‰	16,2 ‰
Erhvervslivets FoU-årsværks andel af Befolkning	4,8 ‰	5,7 ‰	3,3 ‰	3,7 ‰	5,6 ‰
BNP/capita (DKK, 2000)	256 397	197 093	302 919	256 397	217 116

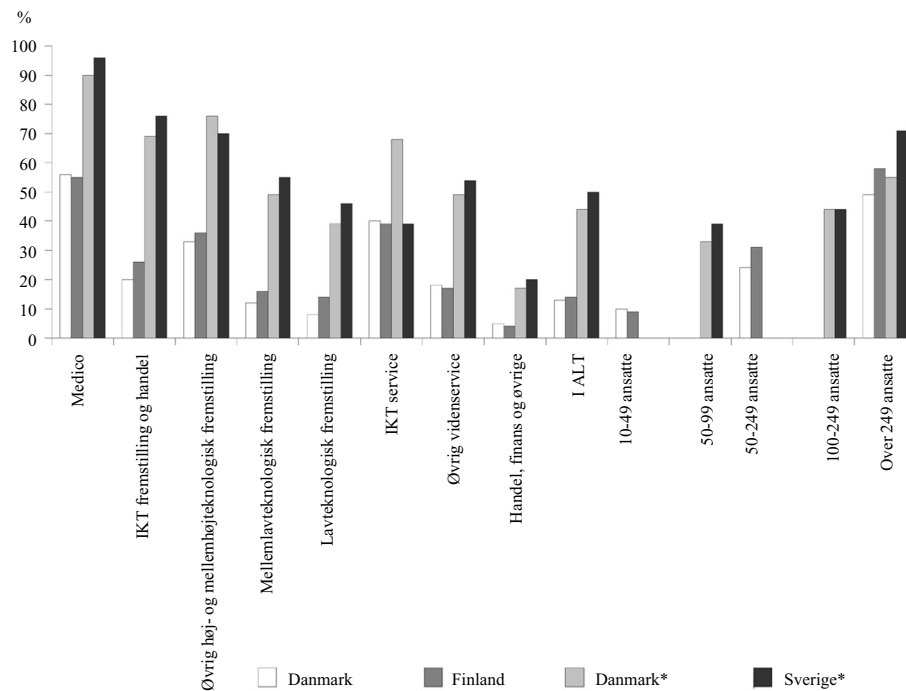
Kilde: DS Tiårsoversigt 2003, NIFU(2003), nationale FoU-statistikker, samt egne beregninger.

Note: FoU-udgifterne i tabellen er mindre end totalerne i OECD (2003), da erhvervslivet i denne undersøgelse så vidt muligt er afgrænset ens i landene. For eksempel er de danske FoU-udgifter 304 mio. DKK højere i OECDs opgørelse, der omfatter flere helt små virksomheder.

finsk erhvervsliv relativt udfører 46 procent mere FoU end dansk erhvervsliv, om end det kun udgør 12 procent mere i absolutte tal. En del af denne forskel ligger i Finlands 23 procent lavere BNP per capita. Sammenholdes dansk og norsk erhvervslivs FoU ses det, at norsk erhvervslivs udgifter til FoU både relativt og absolut ligger lavere. Således er de samlede (både offentlige og private) norske FoU-udgifter i 2001 kun på 1,62 procent af BNP hvilket alene svarer til dansk erhvervslivs FoU-udgifters andel af BNP. En mindre del af den lavere BNP-andel i Norge kan forklares med en 18 procent højere BNP per capita i Norge end i Danmark. Alligevel er der en stor restforskel, som indikerer, at dansk erhvervsliv på alle fronter er mere FoU-aktiv end norsk erhvervsliv.

Sammenstillingen af dansk og svensk erhvervslivs FoU-aktiviteter er lidt anderledes på grund af den svenske indsamlingsmetode. For at opnå sammenlignelighed er de refererede danske tal afgrænset på samme vis som de svenske i de direkte sammenligninger.⁸ I stedet for den normale danske FoU-andel for erhvervslivets FoU-udgifter i Danmark på 1,65 procent af BNP er denne andel kun på 1,29 procent, når de små virksomheder udelades. Opgjort på samme måde udgør de svenske FoU-udgifter over den

8. Sverige medregner ikke FoU blandt virksomheder med under 50 ansatte i deres opgørelser. Der er derfor reelt endnu større forskelle end det normalt fremgår af OECDs opgørelser, OECD (2003).



Figur 1. Andel FoU-aktive virksomheder i Danmark, Finland og Sverige i 2001.

Kilde: Egne beregninger på nationale disaggregerede FoU-data.

Note: * Uvægtede tal. Gælder virksomheder med over 49 ansatte.

dobbelte procentsats af BNP sammenlignet med Danmark. En mindre del af denne forskel kan henføres til en 15 procent lavere BNP per capita i Sverige. En anden del kan henføres til en større offentlig andel af de samlede FoU-udgifter. Tilbage står dog stadig en betragtelig forskel i FoU-udgifterne mellem Danmark og Sverige, som kan forklares med en større FoU-aktivitet i svensk erhvervsliv.

3.1 Virksomhedsspecifikke forskelle

Før at få et mere detaljeret billede af hvor meget FoU, der udføres i landene og hvor den udføres, er der i Graversen og Mark (2005) beregnet en række tal og indikatorer for de gennemsnitlige FoU-aktiviteter i forskellige virksomhedsklynger i hvert land. Hovedresultaterne herfra er vist i det følgende afsnit. Virksomhedsstrukturen i Danmark, Finland og Sverige sammenholdes i figur 1, hvor andelen af FoU-aktive virksomheder i de forskellige virksomhedsklynger er vist.⁹ På grund af forskellig data-afgrænsning sammenholdes Danmark med Finland og Sverige på en lidt forskellig

9. Den norske dataleverandør kunne ikke afse ressourcer til at levere disse data.

Tabel 2. Virksomhedsstrukturen i Danmark, Finland og Sverige i 2001; fordeling af FoU-udførende virksomheder, procent.

	Fordeling			
	Danmark	Finland	Danmark*	Sverige*
<i>Branche</i>				
Medico	4	2	4	3
IKT fremstilling og handel	6	7	10	8
Øvrig høj- og mellemhøjteknologisk fremstilling	23	23	25	35
Mellemlavteknologisk fremstilling	10	13	12	15
Lavteknologisk fremstilling	11	16	14	15
IKT service	14	15	12	4
Øvrig vidensservice	18	11	10	10
Handel, finans og øvrige	14	13	13	10
<i>Størrelse</i>				
10-49 ansatte	63	47	25 **	30 **
50 – 249 ansatte	26	35	32 ***	30 ***
Over 249 ansatte	11	17	42	40
I alt	100	100	100	100

Kilde: Egne beregninger på nationale disaggregerede FoU-data.

Note: * Uvægtede tal. Gælder virksomheder med over 49 ansatte. ** 50-99 ansatte. *** 100-249 ansatte.

måde. Mellem Danmark og Finland findes kun få og små forskelle i andelen. Der er en svag tendens til en større andel FoU-aktive virksomheder i Finland. Sammenholdt med Sverige er forskellene mere markante. Andelen er naturligt større end for Finland, da kun virksomheder med over 49 ansatte er med (og større virksomheder er oftere FoU-aktive). Generelt er andelen af FoU-aktive virksomheder i Sverige lidt større end blandt danske virksomheder. Eneste undtagelse er inden for IKT service, hvor andelen af FoU-aktive virksomheder er klart større i Danmark.

Ud over andelen af FoU-aktive virksomheder i en klynge er det interessant at se hvilke virksomhedsklynger, som fylder mest i landene. Dette er vist i tabel 2, hvor de FoU-aktive virksomheder er fordelt på brancher og virksomhedsstørrelse. Det kan ses af fordelingen, at brancheforskellene mellem Danmark og Finland er små med større danske andele inden for medico og vidensservice og mindre andele inden for mellem- og lavteknologisk fremstilling. Størrelsesmæssigt er forskellen mere markant. Der er relativt flere små danske FoU-aktive virksomheder.

Sammenlignet med de svenske FoU-aktive virksomheders fordeling er der størrelsesmæssigt ingen markante forskelle; i det mindste ikke blandt virksomheder med over 49 ansatte. Derimod er der markante brancheforskelle med relativt flere danske FoU-aktive virksomheder inden for medico, IKT og specielt IKT service. Den markant mindre andel ligger inden for øvrige høj- og mellemhøjteknologisk fremstilling.

For at få et mere klart billede af hvilken klynge FoU-aktive virksomheder, som anvender relativt flest FoU-ressourcer kan FoU-udgifter og FoU-årsværk holdes op mod hinanden. Større FoU-udgifter per FoU-årsværk for en given klynge viser, at denne klynge er relativt mere kapitalintensiv end gennemsnittet i dette land forudsat at forskere gennemsnitligt lønnes ens i landet. FoU-udgiften består af både driftsudgifter (løn og mindre kapitalapparat) samt investeringsudgifter (større kapitalapparat). Fra datamaterialet kan det beregnes, at kun svensk erhvervsliv har en gennemsnitlig FoU-udgift over 1 million DKK per FoU-årsværk, jvf. Graversen og Mark (2005). Her kan det også findes, at knap 25 procent af de danske FoU-udgifter afholdes i medico, mens knap halvdelen af de finske FoU-udgifter afholdes inden for IKT fremstilling og handel. Disse interne eller landespecifikke spidskompetencer er imidlertid ikke overraskende givet medicinalindustriens succes i Danmark og Nokias dominans i Finland og genfindes da også i tabel 3, 4 og 5.

I Graversen og Mark (2005) er det endvidere vist, at medico, øvrig højteknologisk fremstilling, IKT service og øvrig vidensservice er de dominerende klynger i Danmark. De små og mellemstore virksomheder har også en relativ stor andel FoU om end ikke som i Norge, hvor andelen er lige. I Finland og Sverige er det klart de store (og meget store) virksomheder, der anvender FoU-ressourcerne. I Finland er det IKT fremstilling og handel samt øvrig højteknologisk fremstilling som dominerer. Norge ligner Danmark lidt uden dog at have medicos dominans med, mens Sverige ligner Finland lidt uden dog at have den samme store dominans i kun én branche. Sverige har til gengæld en stor medico-branche lige som Danmark. Kort kan det konkluderes, at Finland nok har den største specialisering fulgt af Sverige, Norge og Danmark. Størrelsen af brancheandelene vækker stof til omtanke, da en fokusering på en sektor gør et land stærkt inden for dette område med den deraf følgende afsmitning i den økonomiske styrke og konkurrenceevne. Omvendt gør en sådan fokusering også landet mere sårbart over for globale strømninger og global konkurrence. Godt nok er Nokia størst i Finland, men på globalt plan er de ikke.

Beregnes det hvor intensiv landenes erhvervslivs FoU er, så skabes en række relative indikatorer, som er sammenlignelige på tværs af landene, og som er uafhængige af klyngernes dominans i det enkelte land. Det vil således kunne angives, hvor mange procent et FoU-årsværk er dyrere eller hvor mange procent flere FoU-ansatte, der er ansat i sammenligningslandene, jvf. Graversen og Mark (2005). Det benyttes videre i beregningerne i afsnit 3.2.

3.2 Beregnede afvigelser i danske FoU-udgifter

I den sidste analyse i dette afsnit beregnes afvigelseerne i dansk erhvervslivs FoU-aktiviteter, hvis finske, norske eller svenske forhold eksisterede i Danmark. Det iden-

Tabel 3. Beregnede danske FoU-udgifter baseret på personelintensiteter i Finland, Norge og Sverige i 2001.

	Beregnede danske FoU-udgifter				
	Danmark	Finske personel- intensiteter	Norske personel- intensiteter	Danmark*	Svenske personel- intensiteter*
	Mio. DKK	%-forskel	%-forskel	Mio. DKK	%-forskel
<i>Brancher</i>					
<i>Medico</i>	4 907	32	46	4 352	19
IKT fremstilling og handel	2 097	-177	-48	2 009	-24
Øvrig høj- og mellemhøj- teknologisk fremstilling	4 044	6	29	3 383	-82
Mellemlavteknologisk fremstilling	581	-105	-106	489	-82
Lavteknologisk fremstilling	1 403	-43	-8	1 256	-25
IKT service	3 499	-3	-33	2 574	-30
Øvrig videnservice	3 743	53	14	2 296	11
Handel, finans og øvrige	1 289	-20	-74	991	-43
<i>Størrelse</i>					
10-49 ansatte	3 923	21	15	1 839 **	29 **
50 – 249 ansatte	4 925	4	25	2 797 ***	-10 ***
Over 249 ansatte	12 713	-46	31	12 713	-60
I alt	21 562	-23	27	17 349	-42

Kilde: Egne beregninger på nationale disaggregerede FoU-data.

Note: De beregnede danske FoU-udgifter er defineret i afsnit 2.1. * Gælder virksomheder med over 49 ansatte. ** 50-99 ansatte. *** 100-249 ansatte.

tificeres således, inden for hvilke virksomhedsklynger den ekstra FoU ville blive udført, og hvor stor den ville være, hvis de andre landes erhvervslivs FoU-intensiteter og -struktur overførtes til dansk erhvervsliv. Resultaterne af beregningerne er vist i tabellerne 3, 4 og 5, hvor dansk erhvervslivs FoU er beregnet under antagelse om, at de tre andre landes FoU-personelintensiteter, FoU-udgift per FoU-årsværk og erhvervslivs fordeling af FoU-aktiviteter er gældende i Danmark. Således bliver de relative styrkeområder for dansk erhvervslivs FoU-aktiviteter kvantificeret.

Beregningerne har til formål at vise, hvor meget eller lidt dansk erhvervsliv aktuelt forsker sammenlignet med de andre lande, og de er et alternativ til de tidligere viste sammenligninger. Plusprocent i tabellerne angiver, at dansk erhvervsliv har en større FoU-aktivitet, mens minusprocenter angiver, at dansk erhvervsliv har en mindre FoU-aktivitet end sammenligningslandet, givet sammenligningslandets karakteristika er overført til de danske forhold.

Med en aktuel underperformance på 23 procent ville danske virksomheder have FoU-udgifter på godt 26,4 mia. DKK, hvis dansk erhvervsliv havde samme andel

Tabel 4. Beregnede danske FoU-udgifter baseret på FoU-udgifter per FoU-årsværk i Finland, Norge og Sverige i 2001.

Brancher	Beregnede danske FoU-udgifter				
	Danmark	Finske FoU-udgifter per årsværk	Norske FoU-udgifter per årsværk	Danmark*	Svenske FoU-udgifter per årsværk*
	Mio. DKK	%-forskel	%-forskel	Mio. DKK	%-forskel
<i>Medico</i>	4 907	18	8	4 352	-102
IKT fremstilling og handel	2 097	-12	-40	2 009	-70
Øvrig høj- og mellemhøj- teknologisk fremstilling	4 044	-11	-20	3 383	-28
Mellemlavteknologisk fremstilling	581	9	-18	489	5
Lavteknologisk fremstilling	1 403	24	9	1 256	14
IKT service	3 499	32	10	2 574	0
Øvrig videnservice	3 743	7	8	2 296	-57
Handel, finans og øvrige	1 289	-8	-30	991	-23
<i>Størrelse</i>					
10-49 ansatte	3 923	12	-11	1 839 **	-10 **
50 – 249 ansatte	4 925	5	-19	2 797 ***	-40 ***
Over 249 ansatte	12 713	7	-12	12 713	-36
I alt	21 562	4	-9	17 349	-38

Kilde: Egne beregninger på nationale disaggregerede FoU-data.

Note: De beregnede danske FoU-udgifter er defineret i afsnit 2.1. * Gælder virksomheder med over 49 ansatte. ** 50-99 ansatte. *** 100-249 ansatte.

FoU-personel af samtlige ansatte som i Finland, jvf. tabel 3. Dansk erhvervsliv har primært relativ mindre FoU end finsk erhvervsliv blandt de store virksomheder og inden for IKT fremstilling og handel samt mellemlav- og lavteknologisk fremstillingsindustri. Danske virksomheder har højere personelintensiteter og dermed styrkeområder inden for små og mellemstore virksomheders FoU samt inden for øvrig videnservice og medico.

Tabel 3 viser også, at dansk erhvervsliv relativt forsker 27 procent mere end norsk erhvervsliv, når der korrigeres med norske FoU-personelintensiteter. Her er det alle danske virksomhedsstørrelsesklynger samt brancherne medico, øvrig videnservice samt øvrig høj- og mellemhøjteknologisk fremstillingsindustri, der forsker relativt mere end norsk erhvervsliv gør. På IKT-området forsker dansk erhvervsliv relativt mindre.

Beregnes de danske FoU-udgifter ud fra de svenske FoU-personelintensiteter forsker dansk erhvervsliv kun relativt mere inden for medico og øvrig videnservice samt for de mellemstore virksomheder. Alle andre danske branche- og virksomhedsstørrel-

sesklynger benytter relativt færre FoU-ansatte end de tilsvarende svenske brancher og virksomhedsstørrelser og forsker dermed mindre.

På basis af FoU-udgifterne per FoU-årsværk ses det i beregningerne i tabel 4, at dansk erhvervsliv har større FoU-udgifter per årsværk end finsk erhvervsliv, idet alle danske størrelsesklynger har større FoU-udgifter per FoU-årsværk. Ligeledes er der relative danske styrkeområder inden for mellemlav- og lavteknologisk fremstillingsindustri, medico samt øvrig viden- og IKT-service målt ud fra FoU-udgifter per FoU-årsværk. Dansk erhvervsliv har omvendt mindre FoU-udgifter per FoU-årsværk inden for IKT fremstilling og handel samt øvrig høj- og mellemhøjteknologisk fremstillingsindustri.

Billedet vender, når norske FoU-udgifter per FoU-årsværk anvendes. Så forsker dansk erhvervsliv relativt knap 10 procent mindre – og igen på alle virksomhedsstørrelser. Branchemæssigt forsker medico, øvrig vidensservice, IKT service og lavteknologisk fremstillingsindustri mere. Dansk erhvervsliv forsker dermed relativt mindre inden for både IKT fremstilling og handel, mellemlavteknologisk fremstillingsindustri samt handel m.fl. Beregningen bekræfter dermed, at selvom dansk erhvervslivs FoU-udgifter næsten er det dobbelte af norsk erhvervslivs, så er den reelle forskel kun i dansk favør, når der ses på omfanget (FoU-personel) og ikke den relative pris på den udførte FoU per FoU-årsværk.

Anvendes i stedet de svenske FoU-udgifter per FoU-årsværk forsvinder styrkeområderne inden for øvrig vidensservice og medico, mens der i stedet findes styrkeområder inden for lav- og mellemlavteknologisk fremstillingsindustri. Medico og vidensservicebranchen forsker i denne beregning væsentligt mindre, end når der anvendes FoU-personelintensiteter.

Omfordeles den danske FoU-indsats i forhold til de tre andre landes egen fordeling af egne FoU-udgifter, findes i tabel 5, at finsk erhvervslivs flagskib er IKT fremstilling og handel, hvor dansk erhvervslivs FoU er en femtedel af, hvad den finske FoU-struktur tilsiger, den kunne være, hvis Danmark lignede Finland. Igen viser analyserne, at dansk erhvervslivs styrkeområder relativt til finsk erhvervsliv er blandt de små og mellemstore virksomheder samt inden for service og medico. Således har dansk erhvervsliv et større innovativt potentiale inden for disse områder og dermed væsentlige konkurrencemæssige potentialer i forhold til finsk erhvervsliv. Totalen er naturligvis 0, da det er de observerede udgifter i 2001, som omfordeles. Der tilføres således ikke nye midler i denne sidste beregning.

I forhold til Norge har dansk erhvervsliv styrkeområder eller konkurrenceevne potentiale inden for medico, øvrig vidensservice og blandt de store virksomheder med over 249 ansatte. Områder med relativ mindre FoU findes inden for IKT fremstilling og handel, mellemlavteknologisk fremstilling, handel, finans og øvrige samt blandt de små og mellemstore virksomheder.

Tabel 5. Beregnede danske FoU-udgifter baseret på erhvervsstrukturen i Finland, Norge og Sverige i 2001.

	Beregnede danske FoU-udgifter				
	Danmark	Finsk erhvervs- struktur	Norsk erhvervs- struktur	Danmark*	Svensk erhvervs- struktur*
<i>Brancher</i>	Mio. DKK	%-forskel	%-forskel	Mio. DKK	%-forskel
<i>Medico</i>	4 907	72	82	4 352	28
IKT fremstilling og handel	2 097	-398	-88	2 009	-117
Øvrig høj- og mellemhøj- teknologisk fremstilling	4 044	18	-5	3 383	-58
Mellemlavteknologisk fremstilling	581	-69	-105	489	16
Lavteknologisk fremstilling	1 403	11	15	1 256	70
IKT service	3 499	48	-31	2 574	58
Øvrig videnservice	3 743	58	58	2 296	7
Handel, finans og øvrige	1 289	39	-207	991	47
<i>Størrelse</i>					
10-49 ansatte	3 923	55	-66	1 839 **	68 **
50 – 249 ansatte	4 925	44	-40	2 797 ***	44 ***
Over 249 ansatte	12 713	-34	36	12 713	-20
I alt	21 562	0.0	0.0	17 349	0.0

Kilde: Egne beregninger på nationale disaggregerede FoU-data.

Note: De beregnede danske FoU-udgifter er defineret i afsnit 2.1. * Gælder virksomheder med over 49 ansatte. ** 50-99 ansatte. *** 100-249 ansatte.

I forhold til den svenske fordeling af FoU-udgifter, ses det, at dansk erhvervsliv har styrkeområder blandt virksomheder med mindre end 250 ansatte, samt brancher som IKT service, medico og øvrig videnservice. Dansk erhvervsliv har her et konkurrencemæssigt potentiale i forhold til svensk erhvervsliv. Relativ mindre dansk FoU findes inden for områderne IKT fremstilling og handel, øvrig høj- og mellemhøjteknologisk fremstilling og de helt store virksomheder.

En alt for ensidig fokusering på de aggregerede beregninger af styrkeområder vil imidlertid være en overfortolkning af anvendelsespotentialet i de fundne tal. Konklusionerne skal hele tiden relateres til det mulige potentiale bag tallene. Således er godt hver tredje højteknologiske fremstillingsvirksomhed i Danmark FoU-udførende, mens kun mellem fem og otte procent af virksomhederne i lavteknologisk fremstilling og i handels- og finanssektoren er FoU-udførende, AFSK (2003). Det vil således kun være muligt at tredoble antallet af FoU-udførende højteknologiske fremstillingsvirksomheder, hvorimod det – i hvert fald teoretisk – er muligt mindst at tidoble antallet af FoU-

udførende lavteknologiske fremstillings-, handels- eller finansvirksomheder inden for rammerne af det nuværende antal virksomheder. Når der yderligere ses på virksomhedsstørrelser, antal ansatte, fordeling af FoU-udgifter etc., så er forskellene og de teoretisk mulige potentialer endnu mere ekstreme. De fundne resultater kan således ikke overføres direkte til fremstillingssektoren alene eller eksempelvis fra den højteknologiske fremstillingssektor over til handels- og finanssektoren.¹⁰

Målene for de identificerede styrkeområder skal derfor relateres til, hvor mulighederne ligger, førend de anvendes i forsknings- eller erhvervspolitisk henseende. Det er vigtigt at holde for øje, at artiklens konklusioner alene baseres på udgifts- og personalemønstre i landene. Andre strukturelle forhold eller rammebetingelser påvirker naturligvis også, når en aktuel politik eller indsats står for at skulle formuleres, konstrueres eller implementeres, jvf. eksempelvis Jespersen og Svejstrup Hansen (2005), Polt m.fl. (2001), GoodNIP (2003) og European TrendChart on Innovation (2005).

Det samfundsmæssige afkast af FoU hænger sammen med de private virksomheders afkast af FoU. Disse afhænger af effektive rammebetingelser, der tilskynder til FoU af høj kvalitet og værdi. Rammebetingelserne kan være højt kvalificeret arbejdskraft, FoU-subsidier og skattefradrag, adgang til venturekapital og finansiering, offentlige støtteinitiativer som GTS-institutionerne og den rette regulering eller mangel på samme af arbejds- og produktmarkeder.¹¹ Alle de skandinaviske lande anvender en række af disse tiltag for at understøtte virksomhedernes FoU, men overordnet har kun Danmark og Norge lukrative skattefradrag for FoU og dermed positive incitamenter for private virksomheders FoU. Finland og Sverige har i bedste fald ingen fiskale incitamenter; i opgørelsen fra OECD er incitamenterne svagt negative, OECD (2004).

Derimod har Finland og Sverige enkelte meget store virksomheder inden for højteknologi. Disse trækker en meget stor del af FoU-udgifterne i landene og virker som lokomotiver i de nationale innovationssystemer. Når teknologier er udviklede foregår den mest effektive videnudveksling i specialiserede kompetence- eller brancheklynger i modsætning til helt præmature teknologier, hvor diversitet er mest befordrende for samarbejde om videnudveksling i videnniveaueklynger, jvf. Jespersen og Svejstrup Hansen (2005). Når teknologierne bliver mere udviklede, så flytter virksomheder til de videnspecialiserede klynger, men der er ingen evidens for, om det øger værdien af innovationsomfanget.

Når der samtidig er stordriftsfordele i FoU, således at små virksomheder oftere har incitamenter til at efterligne store virksomheders FoU, og lavteknologiske fremstillingsvirksomheder oftere har et lavt incitament for FoU (og i stedet efterligner), så kan

10. Graversen og Mark (2003) viser i en analyse af innovationsforskelle i Danmark vigtigheden af at korrigere for erhvervsstruktur og virksomhedsstørrelse, når der beregnes innovationsudgifter.

11. Blandt andre Guellec og Van Pottelsberghe de la Potterie (2003) finder, at skattereduktioner øger den private sektors FoU.

det være et problem, hvis et land mangler højteknologiske virksomheder at efterligne eller kopiere fra. Det er især tilfældet for Norge. Danmark har 50 procent af landets FoU inden for den højteknologiske fremstillingsindustri, Finland og Sverige har 70 procent, mens Norge har 40 procent, jvf. Graversen og Mark (2005). Norge er endvidere det mest specialiserede land, men specialiseringen ligger inden for lavteknologisk fremstilling og det, i kombination med mange små virksomheder, kan give et lavere niveau af FoU i landet. Som den reciprokke andel af FoU-aktiviteterne i fremstillingssektoren kan man så finde, at servicesektoren er relativt mere vigtig i Danmark og Norge end i Finland og Sverige.

4. Konklusion

Sammenlignet med de tre øvrige skandinaviske lande har dansk erhvervsliv en række brancher, som udfører relativt mindre FoU, og som derfor kan karakteriseres som områder, hvor dansk FoU klarer sig mindre godt og er mindre repræsenteret på verdensplan. Omvendt er der også enkelte brancher og virksomhedsstørrelser, som forsker mere end de tilsvarende brancher i de øvrige lande. I analyserne er danske erhvervslivs FoU-aktivitetsniveau blevet sammenholdt med FoU-aktivitetsniveauet i Finland, Sverige og Norge ud fra en antagelse om, at disse lande er mulige at sammenligne. For hver case er dansk erhvervslivs FoU-aktiviteter blevet sammenholdt med og rangordnet i forhold til hver enkelt af de andre lande.

I forhold til Danmark viser finsk forskning sig således at være væsentligt afvigende på ét område, nemlig IKT fremstilling og handel. Finsk erhvervsliv har generelt ikke større FoU-udgifter per FoU-årsværk. De finske FoU-aktive virksomheder bruger blot en større andel af deres ressourcer på FoU, målt ved andel af FoU-personel af alle ansatte. Små og mellemstore danske virksomheder forsker derimod mere, da relativt flere af disse virksomheder er FoU-aktive i Danmark. Desuden er Danmark stærk på videntunge områder som vidensservice og medico, der også er danske fokusområder fra politisk side. I forhold til finsk forskning viser den relative mindre danske FoU at hidrøre fra IKT området og i særdeleshed IKT fremstilling og handel.

I forhold til Norge er de danske virksomheders FoU-udgifter per ansat cirka tre gange større end de norske virksomheders, men de faktiske udgifter per FoU-årsværk er 30 procent større i norsk erhvervsliv end i dansk erhvervsliv. Således er omfanget af dansk forskning både mere intensivt og omfangsrigt end norsk forskning, men norsk erhvervsliv har større FoU-udgifter per FoU-årsværk end dansk erhvervsliv har, dvs. mere kapitalintensivitet. Danmark forsker især mere end Norge inden for medico og øvrig vidensservice. Således vil danske virksomheder generelt i forhold til norske virksomheder have mere innovativt potentiale og dermed stå konkurrencemæssigt stærkere. Den større FoU-udgift per FoU-årsværk i Norge kan indikere, at den begrænsede

Tabel 6. Dansk erhvervslivs relative FoU-placering.

	Dansk erhvervslivs FoU-udgifter	Relativt i forhold til Finland	Relativt i forhold til Norge	Relativt i forhold til Sverige*	I forhold til alle de tre lande
<i>Brancher</i>					
Medico	23 %	++	++	.	+
IKT fremstilling og handel	10 %	--	--	--	--
Øvrig høj- og mellemhøj- teknologisk fremstilling	19 %	.	.	--	-
Mellemlavteknologisk fremstilling	3 %	--	--	-	--
Lavteknologisk fremstilling	7 %
IKT service	16 %	+	-	-	.
Øvrig videnservice	17 %	+	+	-	+
Handel, finans og øvrige	6 %	-	--	--	--
<i>Størrelse</i>					
10 – 49 ansatte	18 %	+	.	+**	+
50 – 249 ansatte	23 %	+	.	-***	+
Over 249 ansatte	59 %	-	+	--	-
I alt	100 %	-	+	--	-

Note: Danmarks FoU-placering er markeret med (-), (+) eller (.) og angiver om dansk FoU er relativt mindre, mere eller ens repræsenteret i forhold til sammenligningskategorien. * Gælder virksomheder med over 49 ansatte. ** 50-99 ansatte. *** 100-249 ansatte.

norske forskning er meget kapitalintensiv, men at den klarer sig godt og er konkurrencedygtig.

I forhold til Danmark viser svensk forskning sig at være både mere omfangsrig, mere FoU-personel intensiv og mere kapitalintensiv. Således har Danmark generelt relativt mindre FoU end Sverige, Det gælder især for virksomheder med mere end 99 ansatte, men også inden for stort set alle brancher. Kun inden for brancherne videnservice og medico er dansk erhvervsliv på niveau med svensk erhvervsliv. Beregningerne viser således, at dansk erhvervslivs FoU ligger omkring 80 procent lavere end svensk erhvervslivs, når der kontrolleres for forskelle i økonomiens størrelse i Danmark og Sverige. Både omfang og pris på den udførte FoU er hver i sær cirka 40 procent større i Sverige end i Danmark.

Generelt kan det således i lighed med evidensen i tabel 1 konkluderes, at Danmark udfører mindre FoU end Finland og Sverige, men mere end Norge. I tabel 6 er analyse-resultaterne samlet i en skematisk oversigt, hvor de relative danske FoU-styrker er angivet med minusser og plusser i forhold til de enkelte branche- og virksomhedsklynger i landene samt overordnet i forhold til alle de tre lande. Dansk erhvervslivs FoU-aktiviteter er hovedsageligt underrepræsenteret blandt de store virksomheder, der i Dan-

mark udgør en relativ mindre del af de FoU-aktive virksomheder. Branchemæssigt er der tale om IKT fremstilling og handel, øvrig høj og mellemhøj samt mellemlavteknologisk fremstillingsindustri og inden for handel, finans og øvrige.¹² Dansk erhvervslivs overrepræsentation inden for FoU ligger omvendt blandt de små og mellemstore virksomheder og inden for brancherne medico og øvrig vidensservice, hvilket betyder, at dansk erhvervsliv inden for disse specifikke klynger vil have konkurrencemæssige fordele i forhold til de tre andre skandinaviske lande.

12. Det relativt mindre FoU-omfang i brancherne handel, finans og øvrige er sandsynligvis ikke så markant, da forskningsstatistikken for 2002, CFA (2004) angiver, at finanssektorens FoU hidtil har været kraftigt underrepræsenteret i statistikken.

Litteratur

- AFSK. 2003. *Erhvervslivets forskning og udviklingsarbejde – Forskningsstatistik 2001*. Dansk Center for Forskningsanalyse, Århus.
- CFA. 2004. *Erhvervslivets forskning og udviklingsarbejde – Forskningsstatistik 2002*. Dansk Center for Forskningsanalyse, Århus.
- Danmarks Statistik. *Tiårsoversigt 2003*. Danmarks Statistik, København.
- European TrendChart on Innovation. 2005. *Country reports*. www.trendchart.cordis.lu
- Graversen E. K. og M. Mark. 2003. Meromsætning hos danske innovative virksomheder. *AFSK WP 2003/3*. Dansk Center for Forskningsanalyse, Århus.
- Graversen E. K. og M. Mark. 2005. Dansk erhvervslivs efterslæb og styrker inden for Forskning og Udvikling. *CFA Rapport 2005/5*. Dansk Center for Forskningsanalyse, Århus.
- GoodNIP. 2003. Good Practices in Nordic Innovation Policies. www.step.no/goodnip
- Guellec D. og B. Van Pottelsberghe de la Potterie. 2003. The Impact of Public R&D Expenditure on Business R&D. *Economics of Innovation and New Technologies*. 12 (3).
- Jespersen S. og P. Svejstrup Hansen. 2005. *Macroeconomic Conditions and the Management of Research and Development in the Nordic Countries*. TemaNord 2005:586. Nordisk Ministerråd.
- NIFU. 2003. *Nordisk Forskningsstatistik 2001*. NIFU-STEP, Oslo.
- OECD. 2002. *Proposed Standard Practice for Surveys for Research and Experimental Development, Frascati Manual 2002*. OECD, Paris.
- OECD. 2003. *Main Science and Technology Indicators. MSTI 2003/1*. OECD, Paris.
- OECD. 2004. *Science, Technology and Industry Outlook*. OECD, Paris.
- Polt W., H. Gassler, A. Schibany, C. Rammer, N. Valentinelli og D. Schartinger. 2001. *Benchmarking Industry-Science Relations – The Role of Framework Conditions*. Final Report. European Commission, Enterprise DG, Benchmarking Coordination office.
- WEF. 2004. World Economic Forum. *Global Competitive Index 2004-2005*.

Følger ECB og Fed den ny-keynesianske grundlægtie?

Christian Hilligsøe Heinig

Danske Bank, E-mail: chei@danskebank.dk

Martin Jessen Nielsen

Finanstilsynet, E-mail: mjn@ftnet.dk

SUMMARY: This article uses insights from the New-Keynesian literature on optimal monetary policy to explore whether the European Central Bank and the Federal Reserve have followed the guidelines for optimal monetary policy. The connection between theory and empirics is based on the assumption that monetary policy is conducted through an instrument rule. Using simulations of a New-Keynesian model calibrated to match the structural characteristics of Euroland and the USA, together with estimations of actual monetary policy, we show that the two central banks appear to have followed the guidelines for optimal monetary policy.

1. Indledning

»Inflation is always and everywhere a monetary phenomenon«. Sådan lyder et berømt citat fra Milton Friedman. Pengepolitikken har dog ikke kun betydning for den generelle prisudvikling i samfundet. Således påvirker pengepolitikken også realøkonomien på kort sigt, f.eks. Clarida f.eks. (1999), Walsh (2003a)). Den kan dermed principielt anvendes på lige fod med finanspolitikken til at sikre en udjævning af de økonomiske konjunkturer. Det stiller krav til både de pengepolitiske beslutningstagere og den videnskabelige forskning, så der hele tiden sikres en »optimal« implementering af pengepolitikken.

I den pengepolitiske litteratur ser man traditionelt en sondring mellem teoretiske artikler, der udleder, hvordan en optimal pengepolitik bør designes, se f.eks. Clarida, Gali & Gertler (1999), Walsh (2003a), Woodford (2003) og Amato og Laubach (2003, 2004), og mere empirisk orienterede artikler, hvor fokus er på centralbankernes fak-

Denne artikel bygger på vores speciale »Optimal pengepolitik« fra december 2004. Dokumentation af statistiske tests og det benyttede simulationsprogram, som omtales i artiklen, kan rekvireres ved henvendelse til forfatterne. Endvidere vil vi rette en særlig tak til Henrik Jensen for god vejledning og kommentarer i forbindelse med udarbejdelsen af specialet. Sluttelig skal der også rettes en tak til de to anonyme referees for gode konstruktive kommentarer.

tisk førte pengepolitik, se f.eks. Taylor (1993), Judd & Rudebusch (1998), Clarida f.eks. (1998, 2000) og Orphanides (2004). Overraskende nok er der – os bekendt – ikke tidligere i litteraturen forsøgt at kombinere de to tilgange i samme fremstilling. Dette er netop interessant, da det kan kaste et klarere lys over, om elementer fra en på papiret optimal pengepolitik faktisk benyttes i pengepolitikkenes højborg – centralbankerne. Og hvis ikke – om det så er fordi, modellens verden er fjernt fra den verden, de faktiske centralbanker agerer i. Alternativt kunne det også indikere, at centralbankerne måske bør overveje at tage noget fra den teoretiske verden med sig over i den praktiske pengepolitik.

I denne artikel forsøger vi derfor at bygge bro mellem de to tilgange inden for den pengepolitiske litteratur. Målet er således at undersøge, hvorvidt Den Europæiske Centralbank (ECB) og den amerikanske centralbank (Fed) overordnet har fulgt de teoretiske principper bag en optimal pengepolitik i en ny-keynesiansk modelverden. Sammenkoblingen mellem teori og praksis bygger på en antagelse om, at pengepolitikken føres via en instrumentregel.

De modelsimulerede instrumentregler for henholdsvis ECB og Fed viser, at de to centralbanker skal reagere mere aggressivt mod inflationsafvigelser i forhold til afvigelser i outputgab, mens den laggede rente skal tillægges en høj vægt. Derudover skal Fed reagere mere aggressivt på kort sigt på inflation og outputgab i forhold til ECB, hvorimod ECB skal udvise en højere grad af politik-inerti via den laggede rente. Disse forhold genfindes i egne estimationer, og til dels i den generelle litteratur. På den baggrund kan det derfor konkluderes, at begge centralbanker overordnet har fulgt principperne bag en optimal pengepolitik vurderet ud fra et ny-keynesiansk set-up.

På det mere detaljerede plan er der dog indikationer på signifikante afvigelser mellem de modelsimulerede instrumentregler og de estimerede instrumentregler for Euro-land og USA. Det kan skyldes flere elementer såsom en for simpel model, der ikke fanger den virkelighed, centralbankerne står over for, usikkerhed omkring kalibrering samt det faktum, at den praktiske pengepolitik næppe føres via en stringent instrumentregel.

Strukturen i artiklen er som følger. I afsnit 2 opstilles en ny-keynesiansk model, som inden for litteraturen generelt betragtes som et velegnet udgangspunkt til en pengepolitisk analyse², og der redegøres kort for modellens vigtigste politikimplikationer. Herefter sammenholdes teori og empiri i afsnit 3. Først kalibreres den ny-keynesianske model med udgangspunkt i regionernes strukturelle karakteristika. På denne baggrund kan en teoretisk attraktiv renteregulering udledes for henholdsvis ECB og Fed. Kalibreringen er således afgørende for, hvordan centralbanken bør designe sin pengepolitik. Koefficienterne i den specificerede renteregulering optimeres ved hjælp af numeriske metoder til at sikre lavest muligt velfærdstab for samfundet. Endelig estimeres in-

strumentregler for begge økonomier i et forsøg på at udlede, hvordan den faktiske pengepolitik er blevet ført. Hermed kan vi holde estimaterne op imod vores teoretiske benchmark fra modelsimulationerne for derved at vurdere, om principperne bag en teoretisk optimal pengepolitik er blevet fulgt. I denne sammenhæng inddrages også estimationsresultater fra litteraturen. Til sidst konkluderes der i afsnit 4.

2. Modellen

Den teoretiske modelramme tager udgangspunkt i et ny-keynesiansk set-up, hvor økonomiens efterspørgsels- og udbudsside kan udledes på baggrund af optimerende adfærd hos henholdsvis husholdninger og virksomheder, jf. f.eks. Woodford (2003) eller Amato og Laubach (2003).

$$x_t = \delta x_{t-1} + (1 - \delta)E_t x_{t+1} - \sigma(i_t - E_t \pi_{t+1}) + \mu_t \quad 0 \leq \delta < 1, \sigma > 0 \quad (2.1)$$

$$\pi_t = \phi \pi_{t-1} + (1 - \phi)\beta E_t \pi_{t+1} + kx_t + \varepsilon_t \quad 0 \leq \phi < 1, k > 0, 0 < \beta < 1 \quad (2.2)$$

$$L_t = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i [\pi_{t+i}^2 + \lambda x_{t+i}^2] \quad \delta > 0. \quad (2.3)$$

Ligning (2.1) er IS-ligningen og angiver økonomiens efterspørgselsside. Outputgabet i periode t , x , defineret ved forskellen mellem det faktiske outputniveau og det potentielle outputniveau, bestemmes af forrige periodes outputgab og forventningen til det fremtidige outputgab samt den faktiske realrente, $i_t - E_t \pi_{t+1}$.¹ Endelig afhænger outputgabet af en eksogen stødparameter, μ_t , der som i Jensen (2002a) antages påvirket af to AR(1)-processer for henholdsvis stød til det potentielle output (eksempelvis produktivitetstød), $y_t^n = \gamma_y y_{t-1}^n + v_t$, og stød til den generelle efterspørgsel (eksempelvis øget offentligt forbrug), $g_t = \gamma_g g_{t-1} + \bar{v}_t$.² Sammenhængen mellem outputgabet og forventningerne til det fremtidige outputgab kan forklares ud fra forbrugers ønske om at udglatte forbruget henover livsforløbet. Sammenhængen til sidste periodes outputgab skal ses i lyset af, at der kan være omkostninger forbundet med at træffe optimale valg, og dermed benytter andelen δ af agenterne sig i stedet af en simpel tommelfingerregel, når forbrugsvalg træffes. Alternativt kan agenterne tænkes at have en præference for vanedannelse med hensyn til forbrug, dvs. forbruget skal udvikle sig jævnt mellem perioderne. Den negative afhængighed af realrenten, for givet

1. Forventningsoperatoren E_t angiver rationelle forventninger. Det medfører, at agenterne har al tilgængelig information til rådighed, en identisk og korrekt anskuelse af økonomiens tilstand samtidig med, at de kender den sande makroøkonomiske model, jf. eksempelvis Carrol (2001).

2. Den præcise formulering af chokket til IS-ligningen fra Jensen (2002a) er givet ved $\mu = g_t - y_t^n + \theta y_{t-1}^n + (1 - \theta) \gamma_y y_t^n$. For AR(1)-processerne gælder det, at parameteren γ foran den laggede variabel skal ligge i intervallet $[0; 1]$. Processerne v og \bar{v} er hvid-støj, dvs. har middelværdi nul og standardafvigelse σ_v og $\sigma_{\bar{v}}$.

outputgab i periode $t-1$ og $t+1$, kan forklares ved den intertemporale substitution af forbrug mellem perioder.

Ligning (2.2) er AS-ligningen og angiver økonomiens udbudsside. Inflationen i periode t , π_t , bestemmes af forrige periodes inflation, den tilbagediskonterede værdi af den forventede fremtidige inflation og outputgab. Hertil kommer en eksogen stødparameter, ε_t , der her antages givet ved AR(1)-processen $\varepsilon_t = \gamma_\varepsilon \varepsilon_{t-1} + \tilde{v}_t$ – denne betegnes ofte i litteraturen som et cost-push chok. Den positive sammenhæng mellem inflationen i dag og den forventede fremtidige inflation skal ses i lyset af en antagelse om calvo-trægheder i prisstrukturen. Ideen bag denne fremgangsmåde er, at virksomhederne i hver periode – ved tilfældig udvælgelse og uafhængig af udfaldet i de foregående perioder – vil blive tildelt muligheden for at ændre pris. Med sandsynligheden ω må virksomheden holde sin pris uændret, mens den med sandsynligheden $1 - \omega$ har mulighed for at ændre sin pris.³ Det bevirker, at en virksomhed, der sætter sin pris i dag, skal tage højde for den fremtidige prisudvikling, da en inflationær udvikling kan udhule virksomhedens fremtidige profit. Den positive afhængighed til sidste periodes inflation skal ses i sammenhæng med, at der kan være omkostninger forbundet med både at ændre pris og fastsætte den optimale pris, jf. Zbaracki f.eks. (2004). Det fører til, at andelen ϕ benytter en simpel tommelfingerregel i prisfastsættelsen. Med monopolistisk konkurrence vil virksomheden sætte sin pris som en mark-up over de reale marginale omkostninger, der kan approksimeres via outputgab, jf. Woodford (2003) – dette forklarer den positive sammenhæng mellem inflation og outputgab.

Pengepolitikken, der føres via den nominelle rente, evalueres på baggrund af samfundets velfærdsfunktion givet i ligning (2.3). Denne kan udledes som en approksimation til nytten for den repræsentative husholdning, jf. Walsh (2003a).⁴ Centralbanken

3. Calvo's (1983) fremgangsmåde indebærer, at virksomheden følger en tidsafhængig regel. Alternativt kan man betragte en tilstandsfhængig regel. Ud fra et mikroøkonomisk perspektiv er sidstnævnte nogle gange blevet betragtet som den mest attraktive, da det kan forekomme mest sandsynligt, at virksomheden vil ændre sin pris, hvis tilstandene i økonomien ændrer sig, og ikke blot fordi det nu er et stykke tid siden, den sidst har ændret pris. Imidlertid er dette synspunkt dog ikke helt klart. En tilstandsfhængig regel kræver, at virksomhederne konstant undersøger, om det kan betale sig at ændre pris i forhold til menuomkostningen, der er forbundet med dette. Kan det ikke betale sig, vil virksomheden ikke ændre sin pris og omvendt. I virkeligheden vil den reelle omkostning ved at ændre pris dog primært være forbundet med indsamling og bearbejdning af information. Grundet omkostningerne ved dette vil det være optimalt i stedet at lade prisbeslutningen være uafhængig af de nuværende markedstilstande. Imidlertid vil den »sande« model dog formentlig rumme elementer fra begge prisfastsættelsesregler. Det forekommer således svært at forestille sig et stort stød til markedet, hvor ikke størstedelen af virksomhederne vil ændre deres priser. I litteraturen er tidsafhængige prisfastsættelsesregler den foretrukne, hvilket primært skyldes, at de sikrer en nemmere modellering.

4. Antager man endogen persistens i IS- og AS-ligningen får man ikke helt præcist den samme form for tabsfunktion som i ligning (2.3), jf. eksempelvis Woodford (2003) og Amato og Laubach (2003). Outputgab og inflationsleddet i ligning (2.3) indgår dog stadigvæk som de to centrale parametre, blot vil de yderligere komme til at indgå på anden vis – som eksempelvis i ændringsled eller som laggede variable. De forskellige

Fortsættes næste side...

skal dermed sigte mod et output lig det potentielle niveau og fuldstændig prisstabilitet. Det kan synes overraskende, at inflationen indgår i velfærdsfunktionen, da denne udledes på baggrund af en approksimation til husholdningernes nyttefunktionen, der inkluderer standardargumenterne forbrug og fritid. Med nulinflation sikres imidlertid, at der ikke opstår forvridninger i de relative priser, afledt af asynkrone prisjusteringer, og dermed undgås forvridninger i husholdningernes efterspørgsel.

Som vist i litteraturen er det i den ny-keynesianske model optimalt for centralbanken at binde sin pengepolitik for alle fremtidige perioder (commitment) frem for at reoptimere pengepolitikken i hver enkelt periode (diskretion).⁵ Det gælder trods fravær af den klassiske Barro-Gordon inflationsbias og så længe, der er fremadskuende agenter i økonomien. Det skyldes, at en commitment-strategi introducerer *politik-inerti* i modsætning til en pengepolitik under diskretion. Et inflationært cost-push chok vil således betyde, at centralbanken holder output under det potentielle niveau i flere perioder efter chokket. Derigennem mindskes agenternes forventninger til den fremtidige inflation, hvilket mindsker inflationen i dag. Hermed sikres et mere fordelagtigt trade-off mellem inflation og outputgab, da centralbanken i princippet lader »markedet« gøre en del af stabiliseringen gennem påvirkning af forventningsdannelsen. Der er dog et væsentligt problem ved en commitment-strategi – den er ikke troværdig. Centralbanken vil således have et incitament til at afvige fra den annoncerede pengepolitik i perioden efter et chok til økonomien er indtruffet.

I praktisk øjemed bør en pengepolitik derfor designes til, at indeholde de velfærdsforbedrende egenskaber commitment-regimet er i besiddelse af. En måde at gøre dette på, er ved at lade centralbanken binde sin pengepolitik til en simpel renteregulering, også i litteraturen kaldet en instrumentregel/Taylor-regel.⁶ Dermed synliggøres den pengepolitiske strategi over for agenterne i økonomien, hvilket gør pengepolitikken troværdig. Politik-inerti kan sikres ved at tilføje den laggede nominelle rente i en Taylor-in-

fortsat ...

antagelser for hvordan persistensen i de strukturelle ligninger fremkommer, er dog afgørende for formen af de led, der tilføjes, jf. eksempelvis Steinsson (2003), Woodford (2003) og Amato og Laubach (2003, 2004). Dvs. ændres der i den ad-hoc specificerede tommelfingerregel, får det konsekvenser for formen af velfærdsfunktionen. Der vil hermed være stor usikkerhed forbundet med den »rette« specifikation af tabsfunktionen. Vi fastholder derfor den klassiske tabsfunktion, som er den tilgang, der oftest benyttes i litteraturen. Denne tilgang vil dog også indebære en vis usikkerhed omkring de resultater, der videre udledes med endogen persistens i både outputgab og inflation.

5. Jf. bl.a. Clarida f.eks. (1999), Jensen (2002a), Woodford (2003) og Walsh (2003a, 2003b).

6. En anden tilgang i litteraturen er såkaldte targeting-regimer, hvor regeringen på det institutionelle plan former centralbankens incitament via dens tabsfunktion, så den vil føre en pengepolitik under diskretion, der kommer til at minde om pengepolitikken under commitment. Denne tilgang til pengepolitikken er formentlig mere empirisk realistisk end brugen af renteregler, men den besværliggør sammenholdelsen af empiri og teori, som er målet i denne artikel.

spireret renteregulering, som vist i ligning (2.4). Centralbankens målsætning for inflation og outputgab angives ved »*«.

$$i_t = \phi_\pi(\pi_t - \pi^*) + \phi_x(x_t - x^*) + i_{t-1} \quad \phi_\pi \geq 0, \phi_x \geq 0. \quad (2.4)$$

I en økonomi med fremadskuende agenter kan varianter af ovenstående renteregulering sikre en approksimativ optimal pengepolitik.⁷ Simple renteregler med indbygget politik-inerti kan dermed ses som en »second best« løsning på den stabiliseringsbias, der opstår under diskretion.

Brug af renteregler i pengepolitikken sikrer dog ikke automatisk en entydig rationel forventningslignevægt i økonomien. Som Jensen (2002b) bemærker, betyder den mekaniske struktur i simple renteregler, at centralbanken kan være udsat for en *omvendt Lucas-kritik*, hvis den ikke reagerer tilstrækkeligt på ændringer i agenternes adfærd. Centralbanken skal derfor sikre sig, at rentereglen opfylder det såkaldte *Taylor-princip*. Det refererer grundlæggende til, at en stigning i inflationen skal følges op af en mere end proportional stigning i den nominelle rente. Det øger realrenten, og dermed udelukkes ethvert ikke-fundamentalt drevet stød til økonomien.⁸

3. Følger ECB og Fed den ny-keynesianske grundlæktie?

3.1 Kalibrering af den udvidede grundmodel for Euroland og USA

For at udlede de teoretiske instrumentregler for ECB og Fed skal modellens 12 parametre kalibreres. Da vi senere vil holde simulationen af vores teoretiske model op imod kvartalsvise estimationer af den faktisk førte pengepolitik for ECB og Fed, skal modellen kalibreres til, at hver periode kan tillægges en kvartalsfortolkning, og inflationen skal hermed ses udtrykt som den kvartalsvise ændring i det generelle prisniveau.

Udvælgelsen af parametre skal så vidt muligt findes ud fra estimerede modeller, der er relativt ens i struktur med den her betragtede.⁹ Som Jensen (2002a) imidlertid anfører, så er der generelt ikke konsensus omkring hvilke kalibrerede værdier, der er mest passende, og en vis subjektivitet vedrørende disse valg vil uvilkårligt indgå. For overblikkets skyld er vores kalibrerede værdier vist i nedenstående tabel – herefter begrundes valg af disse.

Rotemberg og Woodford (1997) estimerer en rent fremadskuende ny-keynesiansk model med kvartalsvise ikke-annualiserede data for den amerikanske økonomi i perio-

7. Amato og Laubach (2003, 2004), Coenen (2003), Woodford (2003), Levin og Williams (2003), Levin, Wieland og Williams (2003) og Heinig og Nielsen (2004).

8. Opfyldelse af Taylor-princippet er dog ikke altid en betingelse for, at sikre en entydig rationel forventningslignevægt. Det viser eksempelvis Edge og Rudd (2002) og Gali, López-Salido og Vallés (2004) i forskellige varianter af ny-keynesianske modeller.

9. Steinsson (2003).

Tabel 3.1. Benyttede kalibrerede værdier i modelsimulation med kvartalsvis fortolkning.

	k	σ	λ	ϕ	δ	β	σ_g	σ_y	σ_ε	γ_g	γ_y	γ_ε
Euroland	0,099	5,50	0,103	0,30	0,40	0,99	0,007	0,0025	0,007	0,30	0,97	0,00
USA	0,154	6,25	0,358	0,40	0,50	0,99	0,007	0,0025	0,007	0,30	0,97	0,00

Note: Standardafvigelsen på de respektive choks er angivet i afrundede »pæne« værdier.

Kilde: De i afsnittet fremhævede artikler og egne beregninger.

den fra 1980-1995. Den intertemporale substitutionselasticitet i IS-kurven, σ , estimerer de til en værdi på 6,25. Denne værdi er sammen med andre parametre fundet ud fra, at den sikrer bedst overensstemmelse mellem estimerede impuls-respons funktioner for inflation og output ved et pengepolitisk stød, og dem der forudsiges af modellen. Denne værdi er generelt højere end andre estimater i litteraturen.¹⁰ Det skyldes, at den intertemporale substitutionselasticitet i deres model skal ses som dækkende både privatforbrug og investeringer, og dermed er en måde at tage højde for, at der ses bort fra investeringer i kapitalapparatet i modellen.

Smets og Wouters (2004) finder også estimater for den intertemporale substitutionselasticitet for både USA og Euroland i en væsentligt mere kompliceret DSGE-model. Dermed kan deres parameterværdier ikke lige så godt overføres til den her beskrevne modelramme, men den relative forskel i deres estimerede parameterværdier for σ i de to lande kan benyttes, sammen med Rotemberg og Woodfords estimat for USA, til at finde en passende værdi for den intertemporale substitutionselasticitet i Euroland. Billedet kompliceres dog af, at den relative forskel mellem landene i Smets og Wouters estimater for den intertemporale substitutionselasticitet skifter »fortegn«, når man betragter forskellige estimationsperioder. Vi vil her tage udgangspunkt i den estimationsperiode, der sikrer, at den intertemporale substitutionselasticitet bliver højest for USA. Dette skal afspejle, at rentekanalens som pengepolitisk transmissionsmekanisme betragtes som værende mere effektiv i USA end i Euroland. Begrundelsen for dette er primært mere effektive og udviklede finansielle markeder i USA, samt at udviklingen i huspriserne på boligmarkedet i USA i højere grad er påvirkelig over for renteændringer i forhold til Euroland.¹¹ På baggrund af dette kan vi udlede den intertemporale substitutionselasticitet til en værdi på 5,50 for Euroland.¹²

10. Amato og Laubach (2003).

11. Drew f.eks. (2004).

12. Smets og Wouters (2004) angiver den inverse til den intertemporale substitutionselasticitet for henholdsvis USA og Euroland til 1,62 og 1,84. Dette leder os frem til en værdi for den intertemporale substitutionselasticitet for Euroland på 5,5.

For IS-ligningen skal der yderligere kalibreres værdier for outputpersistensen målt ved δ . Ud fra Fuhrers (2000) analyse på amerikanske data kan en antagelse om outputpersistens på omkring 0,5 virke rimelig, og er en værdi der ofte benyttes i litteraturen.¹³ Smets (2000) finder en outputpersistens i IS-ligningen på europæiske data til at være tæt på 0,4. Smets og Wouters (2004) finder også, at outputpersistensen er forholdsvis ens i Euroland og USA, dog er den estimerede vanedannelse i forbruget lidt højere i USA end i Euroland. Vi sætter derfor outputpersistensen til at antage værdien 0,5 i USA og 0,4 i Euroland.

Skal man finde værdier for inflationspersistensen, målt ved ϕ , i USA og Euroland, havner man uvilkårligt i en »hvepserede«, da der er meget delte meninger omkring størrelsen af denne parameter.¹⁴ Gali f.eks. (2001) estimerer inflationspersistensen for både Euroland og USA, og sikrer dermed en ensartet tilgang. Ud fra deres estimater viser det sig, at inflationspersistensen i USA er lidt større end i Euroland, og værdien af ϕ estimerer de til at ligge i intervallet $[1/4; 1/3]$ for Euroland og $[1/4; 1/2]$ i USA. På denne baggrund vælger vi at fastsætte inflationspersistensen i USA til 0,4 mod 0,3 i Euroland. Inflationsdynamikken er hermed domineret af fremadskuende prisfastsættelse i begge regioner.

Ud fra estimationerne i Gali f.eks. (2001) kan værdien for k , dvs. inflationens følsomhed over for ændringer i outputgabet, også findes. Gali f.eks. udleder imidlertid forskellige estimater for k . Vi vil ud fra resultaterne fastsætte værdien af k til 0,099 for Euroland og 0,154 for USA. Der er flere grunde til lige netop at vælge disse værdier. For det første er parameteren k i princippet bestemt ud fra modellens strukturelle parametre. En af de centrale parametre i bestemmelsen af k er de underliggende prisstivheder målt via Calvo-antagelsen. Som Gali f.eks. (2001) viser, indikerer estimater med disse værdier af k , at priserne i USA gennemsnitlig vil ændres lidt over hvert tredje kvartal, mens de i Euroland vil ændres med omkring 4-5 kvartalers mellemrum – det er i overensstemmelse med survey-data.¹⁵ Prisstivhederne i Euroland er dermed større end i USA. Valget af værdierne for k skal yderligere ses i lyset af, at Surico (2003) benytter dem direkte til at udlede den implicite vægt på outputgabet i tabsfunktionen for Euroland og USA. Denne vægt er givet ved parameteren λ . Surico finder en højere vægt på outputgabet i tabsfunktionen for Fed i forhold til ECB. Værdien for λ i Euroland er givet ved 0,103, mens den i USA udledes til at have værdien 0,358. Dermed vægtes ændringer i outputgabet over tre gange så højt i centralbankens tabsfunktion i USA. Det er ikke overraskende. Således indgår det generelle aktivitetsniveau direkte i

13. Jf. f.eks. Söderström (2001), Jensen (2002a), Walsh (2003b) og Lam (2003).

14. Se eksempelvis Fuhrer (1997), Roberts (1997, 2001), Gali og Gertler (1999), Sbordone (2002), Neiss og Nelson (2002) og Rudd og Whelan (2001, 2003).

15. Jf. f.eks. Blinder f.eks. (1998) i bogen »Asking About Prices: A New Approach to Understanding Price Stickiness«.

Fed's officielle målsætning, hvorimod outputmålsætningen mere indgår mellem linjerne for ECB (se eksempelvis Gali f.eks. (2004b)). Inflationsafvigelser vægtes dog relativt højere end afvigelser i outputgab for begge centralbanker.

Ser vi på værdien af diskonteringsfaktoren, β , er et naturligt valg at fastsætte denne til en værdi på 0,99, da vi betragter kvartalsvise perioder, hvilket er helt konsistent med litteraturen.¹⁶ Endvidere finder Gali f.eks. (2001) i deres estimationer for både Euroland og USA, at værdien af β er relativt tæt på 0,99.

Nu mangler vi blot at karakterisere de eksogene stød, der rammer økonomien. Ud fra Woodford (1999), som baserer sine kalibreringer på Rotemberg og Woodford (1997), kan den kvartalsvise standardafvigelse i det eksogene stød til IS-ligningen antages at have en værdi på 0,93% for amerikanske data. På baggrund af denne skaleres stødene for det potentielle output og det generelle efterspørgselsstød, så det relative forhold imellem dem bliver i overensstemmelse med det af Jensen (2002a) og Walsh (2003b) benyttede forhold. Standardafvigelsen på cost-push chokket sættes lig standardafvigelsen på det generelle efterspørgselsstød. Dette følger ligeledes af ovennævnte artikler, og vi vil endvidere benytte deres kalibrering vedrørende persistensen i de respektive choks.

Chokprocesserne for Euroland og USA antages at være identiske. Dette skal primært ses i lyset af, at Smets og Wouters (2004) finder, at de stokastiske chokprocesser, på trods af forskelle landene imellem, kan betragtes som værende forholdsvis ens. Endvidere kan man argumentere for, at der fortløbende sker en stadig større integration af den globale økonomi, og at choks hermed undgåeligt vil påvirke begge økonomier.

3.2 Modelsimulering af instrumentreglen for Euroland og USA

Der tages udgangspunkt i en simpel Taylor-inspireret instrumentregel, givet ved outputgab, inflation og den laggede nominelle rente. Centralbankernes inflationsmålsætninger fastsættes til nul, hvilket er teoretisk optimalt, da relative prisforvridninger herved undgås. Rentereglen kan dermed formuleres ved,

$$i_t = \alpha_x x_t + \alpha_\pi \pi_t + \alpha_i i_{t-1}. \quad (3.1)$$

Ved brug af numeriske metoder simuleres modellen bestående af ligning (2.1), (2.2), (2.3) og (3.1) samt kalibreringsværdierne fra tabel 3.1, hvilket giver os de optimale koefficientvalg i ovenstående renteregulering. Disse koefficienter sikrer lavest muligt velfærdstab for samfundet givet valg af pengepolitik og de strukturelle karakteri-

16. Jf. f.eks. Söderström (2001), Walsh (2003b), Amato og Laubach (2003) og McCallum og Nelson (2004).

stika i økonomien, som centralbanken står overfor. For en nærmere beskrivelse af løsningsmetodikken til dette dynamiske minimeringsproblem under rationelle forventninger henvises til eksempelvis Söderlind (1999). Modelsimuleringerne af de to regioner giver følgende instrumentregler for de to centralbanker,

$$i_t^{Euro} = 0,15x_t + 0,35\pi_t + 1,55i_{t-1} \quad (3.2)$$

$$Velfærdstab^{Euro} = 0,68.$$

$$i_t^{USA} = 0,50x_t + 0,70\pi_t + 1,20i_{t-1} \quad (3.3)$$

$$Velfærdstab^{USA} = 0,94.$$

Heraf fremgår det, at begge regioner optimalt set bør have en relativ større vægt på inflationen i forhold til outputgab, hvilket alt andet lige skyldes, at vægten på outputgab i tabsfunktionen er mindre end vægten på inflationen, jf. tabel 3.1. Ligeledes fremgår det, at vægten på den laggede rente er større end én for begge regioner, og dermed udviser såkaldt super-inerti.¹⁷ Dette skal ses i lyset af, at en betydelig vægt på den laggede rente sikrer politik-inerti og dermed, som nævnt i afsnit 2, et bedre pengepolitisk trade-off mellem inflation og outputgab for centralbanken. Udføres simuleringerne således med udeladelse af den laggede rente, betyder det også, at velfærdstabene for de to regioner stiger med omkring 10%. Den høje vægt på den laggede rente sikrer også, at Taylor-princippet overholdes. Trods en mindre end én til én reaktion på en ændring i inflationen i den første periode, så vil renten fortsætte med at stige i næste periode grundet politik-inertien. Dermed vil en stigning i inflationen på sigt blive fulgt op af en mere end proportional stigning i den nominelle rente.

På trods af disse generelle fællestræk er der dog forskel på, hvilke vægte koefficienterne i instrumentreglen for Euroland og USA bør antage. Hvor vægtene på outputgab og inflation er lavere for Euroland, forholder det sig modsat for vægten på den laggede rente. Dette betyder, at det i højere grad er optimalt for USA at reagere kraftigere på faktiske forhold, mens det for Euroland i højere grad er optimalt at sikre en mere betydelig politik-inerti. Den mere kortsigtede aggressive adfærd for USA i forhold til

17. En renteregulering med super-inerti ses ofte som et hovedresultat i artikler omkring optimal pengepolitik i ny-keynesianske modeller, jf. eksempelvis artikler af Amato og Laubach (2003, 2004) og Levin f.eks. (2003). Sådanne »teoretiske« renteregler anses til tider som lidt absurde i praktisk øjemed, da et enkelt inflationært cost-push chok i princippet indebærer, at renten går mod uendelig. På sigt må man dog forvente, at økonomien kontinuerligt rammes af chok, der enten trækker i den ene eller anden retning (som i den teoretiske modellering) og dermed på sin vis »stabiliserer« renteniveauet. Det ændrer dog ikke ved, at man i princippet kan få en absurd udvikling i renten, hvis der går en rum tid fra økonomien rammes af et chok, før et modsatrettet chok indtræffer. Derfor kan sådanne renteregler anses som »farlige« at bruge i praktisk øjemed, og man finder næppe praktikere, der vil være fortalere for en renteregulering med super-inerti.

Euroland skal ses på baggrund af, at kalibreringen for de to regioner tillægger USA højere outputpersistens og inflationspersistens. Højere endogen persistens bevirker endvidere, at den amerikanske centralbank står over for mere ugunstige forhold i pengepolitikken set i forhold til den europæiske centralbank. Det afspejles netop gennem et højere velfærdstab i modelsimulationen. Afvigelserne i outputgab og inflation fra deres respektive ønskede niveauer er således større i USA end i Euroland, når pengepolitikken føres under de udledte instrumentregler i ligning (3.2) og (3.3).

3.3 Estimation af instrumentregler for Euroland og USA

I estimationerne for Euroland og USA tages udgangspunkt i ex-post data for begge lande. Dvs. der benyttes de senest reviderede data for inflation og outputgab. Dette er en standardfremgangsmåde i den empiriske makroøkonomi. Imidlertid kan estimerede politikreaktioner baseret på ex-post reviderede data give misvisende beskrivelser af den historiske pengepolitik, og der kan hermed være risiko for fejlfortolkninger af centralbankens faktiske pengepolitik. Centralbankens adfærd kan højst sandsynligt bedre belyses gennem brug af såkaldt real-time information, idet disse data netop var til rådighed for centralbanken, da de pengepolitiske beslutninger blev truffet. Ved brug af ex-post data vil man således ikke tage højde for to potentielt vigtige informationsproblemer. For det første ignoreres betydningen af datarevisioner, og for det andet tager man ikke højde for, at nogle informationer ikke er til rådighed for centralbanken, på det tidspunkt beslutningen tages.¹⁸

I estimationerne tages udgangspunkt i en instrumentregel, der responderer på nutidige og laggede variable. Dette kan være kritisabelt i empirisk øjemed, da pengepolitikken virker med lags, og man dermed uundgåeligt skal benytte forecasts for den fremtidige økonomiske udvikling. Centralbankchefen i USA Alan Greenspan illustrerer netop denne pointe i en udtalelse fra 1997: »*Because monetary policy works with a lag, it is not the conditions prevailing today that are critical but rather those likely to prevail six to twelve months, or even longer from now*«. ¹⁹ Imidlertid er der en høj autokorrelation i de respektive variable i instrumentreglen, og i praktisk øjemed er sondringen mellem graden af fremadskuenhed i instrumentreglen ikke altid lige vigtig²⁰ – selv om der teoretisk set kan ligge en forkert specifikation af den pengepolitiske reaktionsfunktion bag, idet der ses bort fra forecasts.

De empiriske estimationer vil tage udgangspunkt i kvartalsvise data. Estimationsperioden vil for både Euroland og USA løbe fra 3. kvartal 1987 og frem til 2. kvartal 2004. Valg af denne estimationsperiode skal ses i lyset af, at den dækker en periode,

18. Orphanides (2001).

19. Citatet er taget fra Orphanides (2001).

20. Berg f.eks. (2004).

hvor kun Greenspan har siddet som centralbankchef i USA. En begrænsning til denne periode er potentielt set vigtig, da der generelt ikke har været større empirisk succes i at modellere en stabil reaktionsfunktion over længere tid for den amerikanske centralbank. Det kan skyldes, at de ansvarlige personer bag pengepolitikken har forskellige præferencer, og med fokus på Greenspans periode sikres formentlig en mere ensartet tilgang til pengepolitikken i USA.²¹ Woodford (2003) argumenterer også på lignende grundlag for, at et udgangspunkt fra 1987 og frem kan være at foretrække.

At estimationsperioden for Euroland vælges ud fra en argumentation, der drejer sig om den amerikanske pengepolitik, er i sagens natur kritisabelt. Imidlertid er det svært at pege på et oplagt starttidspunkt for estimationen af Euroland ud over oprettelsen af ECB den 1. januar 1999. Denne estimationsperiode vil imidlertid implicere, når der benyttes en kvartalsvis estimationstilgang, at antallet af observationer i estimationsperioden vil være forholdsvis lavt, og dermed medføre stor usikkerhed omkring estimerterne i instrumentreglen. To andre kritikpunkter ville også gøre sig gældende. For det første kan der forekomme et stationaritetsproblem i data, grundet den relativt høje endogene persistens i output og inflation. For det andet skal estimationsperioden indeholde tilstrækkelig variation i output og inflation. Det skyldes, at estimation over en begrænset periode med lille variabilitet kan give misvisende resultater. Hvis for eksempel centralbanken reagerer aggressivt på store afvigelser i inflationen fra målsætning, men ikke reagerer på små ændringer, vil man ud fra estimationen i en sådan periode konkludere, at centralbanken ikke forsøger at bekæmpe inflationen.²² I mangel på et oplagt starttidspunkt for estimationen af en instrumentregel for Euroland er det derfor naturligt at benytte samme estimationsperiode som for USA ud fra argumentationen om, at det sikrer et naturligt sammenligningsgrundlag.

Brug af en estimationsperiode, der starter helt tilbage i 3. kvartal 1987, rejser imidlertid en anden problematik for Euroland, der gør, at man skal være ekstra varsom med at fortolke de estimerede koefficienter i instrumentreglen. Således har der ikke været ført en fælles pengepolitik for Euroland i størstedelen af den betragtede periode, og samtidig er man tvunget til, for at få data så langt tilbage i tiden, at aggregere data for de forskellige europæiske lande. Det betyder øget usikkerhed omkring data grundet manglende harmonisering i de statistiske opgørelsesmetoder.

For at estimere instrumentreglen givet i ligning (3.1) for Euroland og USA skal vi benytte data for den nominelle rente, outputgab og inflation. For USA anvendes den gennemsnitlige kvartalsvise Fed Funds Rate (ikke-annualiseret), og den kvartalsvise stigning i enten det generelle forbrugerprisindeks (CPI), kerneinflationen (CPI-core) eller BNP-deflatoren. Forbrugerpriserne samt kerneinflationen vil enten indgå sæson-

21. Judd og Rudebusch (1998).

22. Clarida f.eks. (2000).

korrigeret eller ikke-sæsonkorrigeret, mens BNP-deflatoren udelukkende indgår sæsonkorrigeret. Endvidere benyttes to forskellige mål for outputgabet. Det første er estimeret af OECD, mens vi for det andet mål vil bruge det potentielle output estimeret af det amerikanske »Congressional Budget Office« (CBO) til at udregne outputgabet.²³ For Euroland vil udgangspunktet være ECB's gennemsnitlige Minimum Bid Rate i kvartalet (ikke-annualiseret), som i perioden før 1999 angives ved en fiktiv ledende rente, der er en sammenvægtning af ledende renter fra forskellige eurolande. Endvidere benyttes enten den kvartalsvise stigning i det harmoniserede forbrugerprisindeks (HICP), kerneinflationen eller den sæsonkorrigerede BNP-deflator, hvor der for perioden før 1999 igen benyttes en sammenvægtning for eurolandene. Outputgabet i Euroland opgøres ud fra OECD's mål.²⁴

Standard OLS-estimation af ligning (3.1) viser sig at give problemer omkring autokorrelation. I forsøg på at komme uden om problematikken omkring autokorrelation følger vi tilgangen fra Judd og Rudebusch (1998). Ved brug af en form for fejlkorrektionsmodel²⁵ estimerer de med OLS en simpel Taylor-inspireret renteregulering, og finder ved denne fremgangsmetode »fornuftige« resultater.

Udgangspunktet for denne tilgang er en specifikation af det ønskede niveau for den nominelle rente, i_t^* , der vil blive opnået gennem en gradvis tilpasning. Det ønskede niveau for den nominelle rente er givet ved,

$$i_t^* = r^* + \lambda_1(\pi_t - \pi^*) + \lambda_2 x_t, \quad (3.4)$$

hvor r^* er den naturlige realrente, hvilket er det renteniveau, der er konsistent med et outputniveau lig det potentielle. Parametrene λ_1 og λ_2 angiver vægten på henholdsvis

23. Outputgabet er udregnet ved at tage den logaritmiske afvigelse mellem det kvartalsvise annualiserede BNP i faste priser (sæsonkorrigeret) og det potentielle annualiserede output fra CBO.

24. Fremgangsmåden med at sammenveje data for Euroland i perioden før ECB kom til i 1999, er i tråd med den generelle litteratur, jf. eksempelvis Gerlach-Kristen (2003) og referencerne heri. Det kan diskuteres, hvorvidt brug af tyske data i perioden før 1999 ville være mere korrekt. En sammenvejning af data tillægger dog også Tyskland stor betydning i den fiktive pengepolitik i perioden før 1999, grundet Tysklands store vægt i euroområdet. Alle data på nær den ledende rente og kerneinflationen for Euroland stammer fra Ecwin. Sammenvejningen af den ledende rente for Euroland er taget fra Danske Banks makroøkonomiske database, mens målet for kerneinflationen er taget fra Bloomberg. I stedet for ikke-annualiserede kvartalsvise data, kunne man have benyttet en tilgang med annualiserede data for inflation og rente. Det kan umiddelbart virke mere intuitivt, da både den pengepolitiske rente og inflation oftest omtales i årlige termer. Annualiserede data vil dog ikke påvirke forklaringsgraden i estimationsresultaterne. Det eneste der vil ændres i resultaterne, er koefficienten til outputgabet, som vil blive fire gange større. Det skyldes, at denne variabel er uafhængig af, hvorvidt estimationen foretages annualiseret eller ej, da denne opgøres som en procentvis afvigelse, mens de øvrige data i estimationen bliver cirka fire gange større.

25. En traditionel fejlkorrektionsmodel er kendetegnet ved, at ændringen til den afhængige variabel fremkommer som en følge af den afvigelse (fejl) der er mellem det ønskede (rente)niveau (ligevægtsniveauet) i sidste periode og det realiserede niveau i sidste periode. Den her anvendte model afviger herfra ved at korrigere for afvigelser (»fejl«) mellem det ønskede renteniveau (ligevægtsniveauet) i nuværende periode og den realiserede rente i sidste periode, jf. første led i (3.5).

korrigeret eller ikke-sæsonkorrigeret, mens BNP-deflatoren udelukkende indgår sæsonkorrigeret. Endvidere benyttes to forskellige mål for outputgabet. Det første er estimeret af OECD, mens vi for det andet mål vil bruge det potentielle output estimeret af det amerikanske »Congressional Budget Office« (CBO) til at udregne outputgabet.²³ For Euroland vil udgangspunktet være ECB's gennemsnitlige Minimum Bid Rate i kvartalet (ikke-annualiseret), som i perioden før 1999 angives ved en fiktiv ledende rente, der er en sammenvægtning af ledende renter fra forskellige eurolande. Endvidere benyttes enten den kvartalsvise stigning i det harmoniserede forbrugerprisindeks (HICP), kerneinflationen eller den sæsonkorrigerede BNP-deflator, hvor der for perioden før 1999 igen benyttes en sammenvægtning for eurolandene. Outputgabet i Euroland opgøres ud fra OECD's mål.²⁴

Standard OLS-estimation af ligning (3.1) viser sig at give problemer omkring autokorrelation. I forsøg på at komme uden om problematikken omkring autokorrelation følger vi tilgangen fra Judd og Rudebusch (1998). Ved brug af en form for fejlkorrektionsmodel²⁵ estimerer de med OLS en simpel Taylor-inspireret renteregulering, og finder ved denne fremgangsmetode »fornuftige« resultater.

Udgangspunktet for denne tilgang er en specifikation af det ønskede niveau for den nominelle rente, i_t^* , der vil blive opnået gennem en gradvis tilpasning. Det ønskede niveau for den nominelle rente er givet ved,

$$i_t^* = r^* + \lambda_1(\pi_t - \pi^*) + \lambda_2 x_t, \quad (3.4)$$

hvor r^* er den naturlige realrente, hvilket er det renteniveau, der er konsistent med et outputniveau lig det potentielle. Parametrene λ_1 og λ_2 angiver vægten på henholdsvis

23. Outputgabet er udregnet ved at tage den logaritmiske afvigelse mellem det kvartalsvise annualiserede BNP i faste priser (sæsonkorrigeret) og det potentielle annualiserede output fra CBO.

24. Fremgangsmåden med at sammenveje data for Euroland i perioden før ECB kom til i 1999, er i tråd med den generelle litteratur, jf. eksempelvis Gerlach-Kristen (2003) og referencerne heri. Det kan diskuteres, hvorvidt brug af tyske data i perioden før 1999 ville være mere korrekt. En sammenvejning af data tillægger dog også Tyskland stor betydning i den fiktive pengepolitik i perioden før 1999, grundet Tysklands store vægt i euroområdet. Alle data på nær den ledende rente og kerneinflationen for Euroland stammer fra Ecwin. Sammenvejningen af den ledende rente for Euroland er taget fra Danske Banks makroøkonomiske database, mens målet for kerneinflationen er taget fra Bloomberg. I stedet for ikke-annualiserede kvartalsvise data, kunne man have benyttet en tilgang med annualiserede data for inflation og rente. Det kan umiddelbart virke mere intuitivt, da både den pengepolitiske rente og inflation oftest omtales i årlige termer. Annualiserede data vil dog ikke påvirke forklaringsgraden i estimationsresultaterne. Det eneste der vil ændres i resultaterne, er koefficienten til outputgabet, som vil blive fire gange større. Det skyldes, at denne variabel er uafhængig af, hvorvidt estimationen foretages annualiseret eller ej, da denne opgøres som en procentvis afvigelse, mens de øvrige data i estimationen bliver cirka fire gange større.

25. En traditionel fejlkorrektionsmodel er kendetegnet ved, at ændringen til den afhængige variabel fremkommer som en følge af den afvigelse (fejl) der er mellem det ønskede (rente)niveau (ligevægtsniveauet) i sidste periode og det realiserede niveau i sidste periode. Den her anvendte model afviger herfra ved at korrigere for afvigelser (»fejl«) mellem det ønskede renteniveau (ligevægtsniveauet) i nuværende periode og den realiserede rente i sidste periode, jf. første led i (3.5).

Tabel 3.2. Statistiske størrelser fra OLS-estimation af instrumentregel fra ligning (3.6) for Euroland og USA i perioden fra 1987k3 til 2004k2.

	<i>Sum Sq</i>	<i>Std Error</i>	<i>R Sq</i>	<i>R Bar Sq</i>	<i>F(4,63)</i>
Euroland	0,218	0,059	0,663	0,642	31,033
USA	0,400	0,080	0,576	0,549	21,420

Kilde: Beregninger foretaget i Aremos.

med parameteren ρ – hermed opnås den rene effekt for λ_1 og λ_2 , jf. udtrykket i ligning (3.4). Der er hermed stor forskel på kortsigtsreaktionen til outputgab og inflation i forhold til langsigtsreaktionen, hvilket skal ses i lyset af den kumulative proces, som fremkommer via reaktionen på den laggede rente.

Der kan nu estimeres direkte på ligning (3.6) med de tidligere omtalte data for inflation og outputgab. For Euroland skiller estimationen med HICP sig markant ud fra de to øvrige inflationsmål. Det synliggøres ved, at alle koefficienter er statistisk signifikante og med de forventede fortegn samt en betydelig højere forklaringsgrad. At HICP giver de bedste resultater er ikke så overraskende set i lyset af, at ECB i sin officielle pengepolitik netop har fokus på dette inflationsmål.

For USA gælder det overordnet, at der ikke er den store forskel mellem estimationer, der anvender outputgabet fra OECD, og det outputgab der bygger på CBO's estimat for det potentielle output. Derfor vil vi fokusere på outputgabet fra OECD, da sammenligning af koefficientestimerterne for Euroland og USA i dette tilfælde vil være mere konsistent. Ses på de forskellige inflationsmål skiller estimationerne med CPI og et sæsonkorrigeret kerneinflationsmål sig ud fra de øvrige ved udelukkende at indeholde signifikante koefficientværdier. Sidstnævnte har dog en højere forklaringsgrad, hvorfor denne vil være vores udgangspunkt for USA.

De bedst beskrivende estimerede instrumentregler for Euroland og USA er givet i nedenstående ligninger, der er estimeret på baggrund af ligning (3.6) og hvor tal i parenteser angiver t -værdierne,

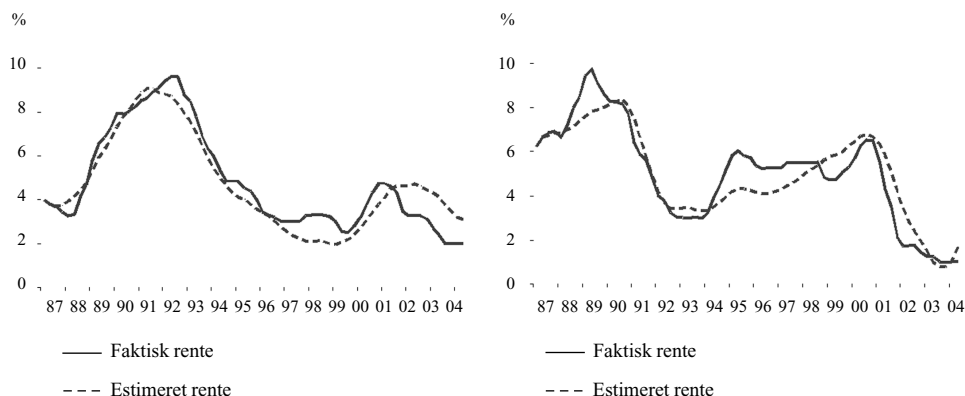
$$i_t^{Euro} = 0,02x_t + 0,06\pi_t + 0,94i_{t-1} + 0,45\Delta i_{t-1} + 0,04 \quad (3.8)$$

(3,37) (2,38) (4,03) (4,37) (1,76)

$$i_t^{USA} = 0,04x_t + 0,15\pi_t + 0,86i_{t-1} + 0,57\Delta i_{t-1} + 0,06. \quad (3.9)$$

(3,14) (2,38) (3,23) (6,19) (1,30)

Ved brug af et LM-test er vi i stand til at afvise, at estimationerne i ligning 3.8 og 3.9 er plaget af førsteordens autokorrelation i residualerne. Endvidere kan det ses ud



Figur 3.1. Modellens renteforudsigtelse kontra den faktiske renteutvikling i Euro-land (til venstre) og USA (til højre).

Kilde: Beregninger foretaget i Aremos.

fra tabel 3.2, at begge instrumentregler har en pæn forklaringsgrad. Den specificerede instrumentregel ser dog ud til at beskrive den faktiske pengepolitik i Euroland bedst. Det er også illustreret i figur 3.1. Her ses modellens forudsigtelse af renten i forhold til den historiske renteutvikling.

I lyset af den tidligere problematik omkring muligheden for at udlede en empirisk stabil reaktionsfunktion er det værd at undersøge, hvorvidt koefficienterne i vores estimerede model viser tegn på strukturelle brud, og at der hermed er tegn på ændret adfærd i pengepolitikken. Dette er gjort ved hjælp af rekursiv estimation. For at kunne vurdere rent statistisk, hvorvidt koefficienterne er konstante over tid, kan vi sammenligne dem med plus og minus to gange standardafvigelsen til ethvert tidspunkt.

Vurderet ud fra både en forlæns og baglæns rekursiv estimation viser det sig, at der ikke er nogen signifikante parameterbrud på outputgabet for Eurolands vedkommende. Til gengæld er der en indikation af, at den europæiske centralbank har reageret mindre kraftigt på inflationsafvigelser gennem de seneste år, hvilket kommer til udtryk gennem et signifikant brud på inflationskoefficienten i den forlæns rekursive estimation. Dette kan virke overraskende med tanke på, at ECB er en relativ ny institution, der bør bevise sin troværdighed i inflationsbekæmpelsen. En årsag til denne udvikling kan dog være en betragtning fra centralbankens side om, at vi med Svenssons (1999) ord befinder os »i en æra af lavinflation«, og at dette har aflejret sig i de generelle inflationsforventninger. Centralbanken vil dermed ikke have et så stort behov for at »bevise«, at den er en aggressiv inflationsbekæmper. Den baglæns rekursive estimation for den laggede rente i Euroland viser også klare tegn på, at der er sket et strukturelt brud i pengepolitikken.

Tabel 3.3. *Modelsimuleret optimerende instrumentregel og estimeret instrumentregel for henholdsvis Euroland og USA.*

		Koefficienter		
		Inflation	Outputgab	Lagget rente
<i>Modelsimulation</i>	Euroland	0,35	0,15	1,55
	USA	0,70	0,50	1,20
<i>Estimation</i>	Euroland	0,06	0,02	0,94
	USA	0,15	0,04	0,86

Kilde: Beregninger foretaget i Gauss og Aremos.

For USA's vedkommende er der også tegn på strukturelle brud i enkelte parameterestimater. Samlet set viser lidt under halvdelen af den rekursive estimation (5 ud af 12 forløb) for Euroland og USA, at der er signifikante brud på de enkelte koefficienter i instrumentreglen. Det afspejler dermed kun alt for godt de potentielle stabilitetsproblemer i empiriske udledninger af instrumentregler for en længere periode. En oplagt forklaring er, at centralbankerne ikke har en mekanisk adfærd, men i stedet udviser »judgement« samt, at der her analyseres ud fra ex-post data.

Med den potentielle mulighed for at der er sket et pengepolitisk brud i de estimerede instrumentregler, bliver det imidlertid vigtigt at teste for, om variansen på fejleddet er konstant. Hvis denne hypotese ikke holder, er regressionerne plaget af heteroskedasticitet, og man vil i dette tilfælde ikke kunne teste for, hvorvidt estimerne i instrumentreglerne statistisk set er i overensstemmelse med modelsimulationerne. Det skyldes, at *t*-tests ikke længere vil være pålidelige grundet bias på OLS-estimaternes standardafvigelse.²⁷ Ved benyttelse af et Breusch-Pagan test for heteroskedasticitet kan vi dog godkende hypotesen om, at variansen på fejleddet er konstant.

3.4 Modelsimulationerne versus de pengepolitiske estimationer

Resultaterne for de modelsimulerede instrumentregler og estimationsresultaterne for Euroland og USA er vist i tabel 3.3. Et overordnet blik på tabellen afslører, at de estimerede instrumentregler fanger de grove karakteristika i deres respektive modelsimulerede renteregler for den udvidede ny-keynesianske grundmodel. Således er vægten på inflation i begge estimationer større end vægten på outputgabet, og der er en meget høj vægt på den laggede rente. Endvidere, og måske mere bemærkelsesværdigt, indikerer såvel estimationer som modelsimulationer, at den amerikanske centralbank på kort sigt reagerer mere aggressivt på afvigelser i inflation og outputgab fra deres respektive målsætninger end den europæiske centralbank, mens det forholder sig

27. Gujarati (1999).

Tabel 3.4. Taylor-princippet og de estimerede instrumentregler.

<i>Estimation</i>		Langsigtet reaktion på inflation og outputgab	
		Inflation	Outputgab
	Euroland	0,98	0,35
	USA	1,10	0,26

Note: De langsigtede reaktionskoefficienter findes ved at dividere igennem med ρ i ligning (3.6) således at den rene effekt på λ_1 og λ_2 fremkommer. Bemærk at beregninger på de opgivne tal fra estimationerne ikke giver præcis samme tal som i tabellen grundet afrundinger.

Kilde: Beregninger på baggrund af data fra Aremos.

modsat med reaktionen på den laggede rente. På denne baggrund ser det ud til, at centralbankernes faktiske pengepolitik, og forskellene imellem dem, kan forklares ud fra modelsimulationerne.²⁸

Det ser også ud til, at både ECB og Fed har sikret sig, at Taylor-princippet er overholdt, hvilket er et af de fundamentale teoretiske principper bag en simpel instrumentregel i pengepolitikken. Dermed sikrer de sig mod risikoen for, at ikke-fundamentalt drevne choks til økonomien kan opstå. Tabel 3.4 viser de langsigtede reaktioner på inflation og outputgab fra estimationen for henholdsvis ECB og Fed, som fremkommer, når der tages højde for den kumulative effekt af den laggede rente.

Den amerikanske centralbank har i den betragtede periode ført en ikke-akkommoderende pengepolitik vurderet, isoleret set, ud fra inflationskoefficienten som er større end én. Selv om ECB's inflationskoefficient er marginalt mindre end én, skal man også tage højde for reaktionen til outputgab, før det kan konkluderes, om Taylor-princippet er opfyldt. Med de kalibrerede værdier for Euroland sammen med de langsigtede reaktionskoefficienter på outputgab og inflation kan man vise, at også ECB har sikret overholdelse af dette princip i deres pengepolitik.²⁹

28. Vi udtaler os ikke her om, hvorvidt der er statistisk signifikante forskelle mellem estimationsreaktionerne for Fed og ECB. For at udtale sig om dette skal det undersøges, hvorvidt reaktionskoefficienterne i de to regressionsligninger kan antages ens. Et sådan test, jf. Andersen f.eks. (1998), kræver, at en fælles restledsvarians kan antages for de to regressioner. Denne hypotese kan imidlertid afvises ud fra vores data, og der kan hermed ikke udføres eksakte tests i den videre fremfærd. Vi nøjes derfor med ovenstående deskriptive beskrivelse og går ikke videre med approksimative tests.

29. For eksempler på kravet til overholdelse af Taylor-princippet henvises til Woodford (2003). I denne sammenhæng skal det dog bemærkes, at et fokus på om Taylor-princippet er overholdt ud fra en estimeret instrumentregel, kun er relevant, såfremt centralbankens faktiske pengepolitik føres i overensstemmelse med denne fremgangsmåde. Forestiller man sig, at centralbanken i virkeligheden fører pengepolitikken gennem et targeting-regime, vil det pr. automatik betyde, at økonomien vil have i en entydig rationel forventningslignevægt, også selv om den estimerede instrumentregel for regimet ikke opfylder Taylor-princippet. I et sådan tilfælde vil centralbanken være dårligere stillet ved at følge et krav om at reagere mere aggressivt på inflationsafvigelse, da den jo netop inden for sit valgte targeting-regime agerer optimalt i forvejen, jf. Jensen (2002b).

Tabel 3.5. *t*-tests for om koefficienterne i estimeret instrumentregel er statistisk set lig koefficienterne i modelsimulation.

		Koefficienter		
		Inflation	Outputgab	Lagget rente
<i>Euroland</i>	Modelsimation	0,35	0,15	1,55
	Estimation	0,06	0,02	0,94
	<i>t</i> -værdi	-11,6	-20,5	-40,7
<i>USA</i>	Modelsimation	0,70	0,50	1,20
	Estimation	0,15	0,04	0,86
	<i>t</i> -værdi	-9,5	-49,8	-9,9

Kilde: Beregninger på baggrund af data fra Gauss og Aremos.

På et lidt mere detaljeret plan er der dog noget, der tyder på, at de estimerede instrumentregler adskiller sig markant fra de modelsimulerede instrumentregler. Således kan det, ved brug af standardafvigelse for koefficienterne fra de estimerede instrumentregler og standard *t*-tests, statistisk set afvises, at koefficienterne for henholdsvis inflation, outputgab og lagget rente fra modelsimulation er lig koefficienterne fra den empiriske estimation af både *Euroland* og *USA*, jf. tabel 3.5. I denne sammenhæng skal det dog bemærkes, at det kan være problematisk at sammenligne enkeltkoefficienter fra estimationsligningen med modelsimulationen. Således tages der med denne fremgangsmåde ikke højde for kovariansstrukturen i estimationsligningen. Imidlertid har vi ikke mulighed for at teste, hvorvidt vores estimationsligning og simulationsligning statistisk set kan ses som værende ens. Som tidligere nævnt er det ikke meningsfuldt at binde koefficienten til den laggede rente i estimationsligningen til en værdi, der er større end 1, da det vil give en negativ koefficient til den laggede rente. I så fald vil man få en kontraintuitiv pengepolitik – en ændring i renten følges op af en modsatrettet politikreaktion i den efterfølgende periode, hvilket ikke sikrer en gradvis tilpasning af renten mod det ønskede niveau.

Vender vi blikket mod estimationer fra litteraturen for *Euroland* og *USA* ses det, at vores estimater generelt minder om litteraturens estimater. Dog har vi en relativ svag reaktionkoefficient på inflation, om end andre i litteraturen har fundet tilsvarende lave værdier. Dette ses af tabel 3.6, hvor det også bemærkes, at litteraturens estimationer finder, at vægten på inflationen er større end vægten på outputgabet, på nær ét enkelt tilfælde, hvor de er lig hinanden. Endvidere haves en betydelig vægt på den laggede rente, dog med en enkelt undtagelse i estimationerne af Gerlach og Schnabel (1999). Det tyder dermed på, at centralbankerne inkorporerer politik-inerti i de pengepolitiske beslutninger.

Tabel 3.6. Estimationsresultater af simple instrumentregler for henholdsvis Euroland og USA.

Litteratur	Periode	Output-gab	t-test	Inflation	t-test	Lagget rente	t-test
<i>Euroland</i>							
Clarida et al. (1998)	1979m3-1993m12	0,01	–	0,12	–	0,91	–
Gerlach og Schnabel (1999)	1990k1-1998k4	0,08	x	1,03	–	0,32	–
Gerlach og Schnabel (1999)	1990k1-1998k4	0,06	x	1,24	–	0,18	–
Persman og Smets (1999)	1979m1-1997m12	0,00	–	0,09	–	0,93	–
Persman og Smets (1999)	1979k1-1997k4	0,02	x	0,15	x	0,84	–
Persman og Smets (1999)	1980k1-1997k4	0,05	x	0,29	x	0,76	–
Clausen og Hayo (2002)	1979k1-1996k4	0,30	–	0,30	–	0,86	–
Gerlach-Kristen (2002)	1988k1-1999k4	0,06	x	0,43	x	0,75	–
Gerlach-Kristen (2003)	1988k1-2002k2	0,04	x	0,32	x	0,88	–
Gerdesmeier og Roffia (2003)	1985m1-2002m2	0,01	x	0,25	x	0,87	–
<i>Egen estimation</i>	<i>1987k3-2004k2</i>	<i>0,02</i>	–	<i>0,06</i>	–	<i>0,94</i>	–
<i>USA</i>							
Judd og Rudebusch (1998)	1987k3-1997k4	0,07	–	0,43	x	0,72	–
Clarida et al. (1998)	1982m10-1994m12	0,00	–	0,05	x	0,97	–
Clarida et al. (2000)	1979k3-1996k4	0,05	x	0,45	x	0,79	–
Orphanides (2004)	1979k3-1995k4	0,01	–	0,43	x	0,77	–
Kuttner (2004)	1987k1-1996k4	0,02	–	0,02	–	0,81	–
Kuttner (2004)	1987k1-1996k4	0,03	–	0,15	–	0,70	–
<i>Egen estimation</i>	<i>1987k3-2004k2</i>	<i>0,04</i>	–	<i>0,15</i>	–	<i>0,86</i>	–

Note: Der testes på et 5% signifikansniveau (dobbeltsidet). Kortsigtsreaktionen på inflation og outputgab indgår i tabellen, på trods af at de fleste i litteraturen oprindeligt er angivet ved langsigteffekten.

Kilde: Litteraturen angivet i tabellen og egne beregninger.

Rudebusch (2002b) argumenterer imidlertid for, at signifikansen af den laggede rente i kvartalsvise estimationer er en illusion og snarere skyldes, at der er relevante autokorrelerede variable, som er udeladt fra centralbankens estimerede instrumentregel. Dette bekræftes også af English f.eks. (2002) og Gerlach-Kristen (2004). De afviser dog samtidig, at den laggede rente ikke har sin egen selvstændige fortolkning i centralbankens adfærd. Den laggede rente vil således fortsat have en signifikant høj koefficient i instrumentreglen, når der tages højde for udeladte korrelerede variable, som er svære at kvantificere som f.eks. begivenheder på de finansielle markeder, eller andre elementer der med Alan Greenspans (2003) ord fordrer »risk management« fra centralbankens side.

Overordnet giver litteraturens estimater dermed samme billede som vores model-simulationer. Yderligere fremgår det af tabel 3.6, at mange af koefficientværdierne til outputgab og inflation umiddelbart kan ses som værende signifikant lig de teoretiske koefficientværdier fra modelsimulationerne – dette angives med et »x« i tabellen. Dette kunne ellers afvises i vores estimationer. For den laggede rente finder vi derimod, at

alle koefficientværdier er statistisk insignifikante fra de i modelsimulationerne fundne koefficienter – dette er i tabellen angivet med »-«.

Ud over det førnævnte problem ved *t*-tests, skal det dog bemærkes, at der er sammenligningsproblemer mellem de fra litteraturens estimerede instrumentregler og vores modelsimulation grundet specificationsforskelle, definitioner af benyttede variable og estimationsperioden.

4. Konklusion

På det overordnede plan har vi i denne artikel vist, at ECB og Fed i overraskende grad har fulgt de teoretiske principper bag en optimal pengepolitik i en ny-keynesiansk modelverden.

På det mere detaljerede plan er der dog indikationer på signifikante afvigelser mellem de modelsimulerede instrumentregler og de estimerede instrumentregler for Euro-land og USA. Det kan for det første skyldes, at den faktisk førte pengepolitik ikke er i overensstemmelse med instrumentreglen, der ligger bag estimationen. Begivenheder på de finansielle markeder eller andre elementer der fordrer »risk management« vil formentlig kunne påvirke centralbankens rentebeslutninger. En anden oplagt forklaring er, at den benyttede teoretiske model trods alt er en simplificeret model, der eksempelvis ikke indeholder pengepolitiske transmissionslags, og derfor kan være ude af stand til at fange potentielt vigtige effekter fra den faktiske økonomi. Hertil kommer, at resultaterne fra modelsimulationerne vil være påvirkelige over for de kalibreringer, der ligger bag modellen, og »korrekte« valg af disse er behæftet med stor usikkerhed.

Litteratur

- Amato, J. D. og T. Laubach. 2003. Rule-of-thumb behaviour and Monetary Policy, *European Economic Review*, 47.
- Amato, J. D. og T. Laubach. 2004. Implications of Habit Formation for Optimal Monetary Policy, *Journal of Monetary Economics*, 51.
- Andersen, E. B., N-E. Jensen, N. Kousgaard og A. Milhøj. 1998. Teoretisk statistik for økonomer, Akademisk Forlag, 3. udgave, 1. oplag.
- Berg, C., P. Jansson og A. Vredin. 2004. How useful are Simple Rules for Monetary Policy? The Swedish Experience, Sveriges Riksbank, *Working Paper Series*, 169.
- Calvo, G. A. 1983. Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework, *Journal of Monetary Economics*, 12 (3).
- Carrol, C. D. 2001. The Epidemiology of Macroeconomic Expectations, NBER Working Paper No.8695.
- Clarida, R., J. Galí og M. Gertler. 1998. Monetary policy rules in practice, Some international evidence, *European Economic Review*, 42.
- Clarida, R., J. Galí og M. Gertler. 1999. The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective, *Journal of Economic Literature*, 37 (4).
- Clarida, R., J. Galí og M. Gertler. 2000. Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and some Theory, *The Quarterly Journal of Economics*, 115 (1).
- Clausen, V. og B. Hayo. 2002. Monetary Policy In the Euro Area – Lessons Form the First Years, ZEI (Center for European In-

- tegration Studies) *Working Paper, B 09*.
- Coenen, G. 2003. Inflation persistence and robust monetary policy design, *ECB Working Paper* nr. 290.
- Drew, A., M. Kennedy og T. Sløk. 2004. Differences in Resilience Between the Euro-Area and US Economies, *OECD Working Papers* nr. 382.
- Edge, M. R. og J. B. Rudd. 2002. Taxation and the Taylor Principle, *Federal Reserve Working Paper*.
- English, W. B., W. R. Nelson og B. P. Sack. 2002. Interpreting the significance of the lagged interest rate in estimated monetary policy rules, *Federal Reserve Working Paper*.
- Fuhrer, J. 1997. The (Un)Importance of Forward-Looking Behaviour in Price Specifications, *Journal of Money, Credit and Banking*, 29 (3).
- Fuhrer, J. 2000. Habit Formation in Consumption and Its Implications for Monetary-Policy Models, *American Economic Review*, 90 (3).
- Gali, J. og M. Gertler. 1999. Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis, *Journal of Monetary Economics*, 44.
- Gali, J., M. Gertler og J. D. López-Salido. 2001. European inflation dynamics, *European Economic Review*, 45.
- Gali, J., M. Gertler og J. D. López-Salido. 2002. European Inflation Dynamics: A Correction, *European Economic Review*.
- Gali, J., J. D. López-Salido, J. og Vallés. 2004. Rule-of-Thumb Consumers and the Design of Interest Rate Rules, *NBER Working Paper* nr. 10392.
- Galí, J., S. Gerlach, J. Rotemberg, H. Uhlig og M. Woodford. 2004. The Monetary Policy Strategy of the ECB Reconsidered: Monitoring the European Central Bank 5, *CEPR publication*.
- Gerdesmeier, D. og B. Roffia. 2003. Empirical estimates of reaction functions for the euro area, *ECB Working Paper* nr. 206.
- Gerlach, S. og G. Schnabel. 1999. The Taylor Rule and Interest Rates In the EMU Area: A Note, *BIS Working Papers* nr. 73.
- Gerlach-Kristen, P. 2002. *A Taylor Rule for the Euro Area*, University of Basel.
- Gerlach-Kristen, P. 2003. Interest Rate Reaction Functions and the Taylor Rule in the Euro Area, *ECB Working Paper* nr. 258.
- Gerlach-Kristen, P. 2004. Interest-Rate Smoothing: Monetary Policy Inertia or Unobserved Variables?, *Contributions to Macroeconomics*, 4 (1).
- Greenspan, A. 2003. Monetary Policy under Uncertainty, Federal Reserve Bank of Kansas City's Jackson Hole Conference.
- Gujarati, D. 1999. *Essentials of Econometrics*, McGraw-Hill, International Editions.
- Heinig, C. Hilligsøe og M. J. Nielsen. 2004. Optimal pengepolitik, *Speciale*, Københavns Universitet, Økonomisk Institut.
- Jensen, H. 2002a. Targeting Nominal Income Growth or Inflation?, *American Economic Review*, 92 (4).
- Jensen, H. 2002b. Monetary Policy Frameworks and Real Equilibrium Determinacy, *Working Paper*, University of Copenhagen.
- Judd, J. P. og G. D. Rudebusch. 1998. Taylor's Rule and the Fed: 1970-1997, Federal Reserve Bank of San Francisco, *FRBSF Economic Review*, 3.
- Kuttner, K. N. 2004. The Role of Policy Rules in Inflation Targeting, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 86 (4).
- Lam, J.-P. 2003. Alternative Targeting Regimes, Transmission Lags, and the Exchange Rate Channel, Bank of Canada, *Working Paper* nr. 39.
- Levin, A. T. og J. C. Williams. 2003. Robust Monetary Policy with Competing Reference Models, *Journal of Monetary Economics*, 50.
- Levin, A. T., V. Wieland og J. C. Williams. 2003. The Performance of Forecast-Based Monetary Policy Rules under Model Uncertainty, *American Economic Review*, 93 (3).
- McCallum, B. T. og E. Nelson. 2004. Timeless Perspective vs. Discretionary Monetary Policy in Forward-Looking Models, Federal Reserve Bank of St. Louis.
- Neiss, K. S. og E. Nelson. 2002. Inflation dynamics, marginal cost, and the output gap: Evidence from three countries, *Working Paper*, Bank of England.
- Orphanides, A. 2001. Monetary Policy Rules Based on real-time data, *American Economic Review*, 91 (3).

- mic Review*, 91(4).
- Orphanides, A. 2004. Monetary Policy Rules, Macroeconomic Stability, and Inflation: A View from the Trenches, *Journal of Money, Credit and Banking*, 36 (2).
- Peersman, G. og F. Smets. 1999. Uncertainty and the Taylor rule in a simple model of the euro-area economy, Federal Reserve Bank of San Francisco, *FRBSF Economic Letter* 99-13.
- Roberts, J. M. 1997. Is Inflation Sticky?, *Journal of Monetary Economics*, 39 (2).
- Roberts, J. M. 2001. How Well Does the New Keynesian Sticky-Price Model Fit the Data?, *Federal Reserve Working Paper*.
- Rotemberg, J. og M. Woodford. 1997. An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy, NBER Macroeconomics Annual.
- Rudd, J. og K. Whelan. 2001. New Tests of the New-Keynesian Phillips Curve, *Federal Reserve Working Paper*.
- Rudd, J. og K. Whelan. 2003. Can Rational Expectations Sticky-Price Models Explain Inflation Dynamics, *Federal Reserve Working Paper*.
- Rudebusch, G. D. 2002a. Assessing Nominal Income Rules For Monetary Policy With Model and Data Uncertainty, *The Economic Journal*, 112.
- Rudebusch, G. D. 2002b. Term structure evidence on interest-rate smoothing and monetary policy inertia, *Journal of Monetary Economics*, 49.
- Sbordone, A. M. 2002. Prices and unit labor costs: a new test of price stickiness, *Journal of Monetary Economics*, 49.
- Smets, F. 2000. What Horizon for Price Stability, *ECB Working Paper*, nr. 24.
- Smets, F. og R. Wouters. 2004. Comparing Shocks and Frictions in US and Euro Area Business Cycles. A Bayesian DSGE Approach, *ECB Working Paper Series*, nr. 391.
- Söderström, U. 2001. Targeting Inflation with a Prominent Role for Money, Sveriges Riksbank, *Working Paper* nr. 123.
- Steinsson, J. 2003. Optimal Monetary Policy in an Economy with Inflation Persistence, *Journal of Monetary Economics*, 50.
- Surico, P. 2003. How Does the ECB Target Inflation, *ECB Working Paper Series* nr. 229.
- Svensson, L. E. O. 1999. How Should Monetary Policy Be Conducted in an Era of Price Stability?, Federal Reserve Bank of Kansas City.
- Taylor, J. B. 1993. Discretion versus Policy Rules in Practice, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39.
- Walsh, C. 2003a. *Monetary Theory and Policy*, The MIT Press.
- Walsh, C. 2003b. Speed Limit Policies: The Output Gap and Optimal Monetary Policy, *American Economic Review*, 93 (1).
- Woodford, M. 1999. Optimal Monetary Policy Inertia, *NBER Working Paper*, nr. 7261.
- Woodford, M. 2003. *Interest & Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University Press.
- Zbaracki, M. J., M. Ritson, D. Levi, S. Dutta og M. Bergen. 2004. The Managerial and Customer Costs of Price Adjustment: Direct Evidence from Industrial Markets, *The Review of Economics and Statistics*, 86 (2).

A Danish Profiling System

Michael Rosholm

Department of Economics, University of Aarhus, E-mail: mrosholm@econ.au.dk

Jonas Staghøj

Department of Economics, University of Aarhus, E-mail: jstaghoej@econ.au.dk

Michael Svarer

Department of Economics, University of Aarhus, E-mail: msvarer@econ.au.dk

Bo Hammer

Mploy A/S, E-mail: bha@mploy.dk

SUMMARY: This paper describes the statistical model used for profiling new unemployed workers in Denmark. When a worker – during his or her first six months in unemployment – enters the employment office for the first time, this model predicts whether or not he or she will be unemployed for more than six months from that date. The case worker's assessment of how to treat the person is partially based upon this prediction.

»Across OECD countries, millions of unemployed have been out of work for more than a year. And others are at risk of becoming so. One possible way to combat the drift into long-term unemployment is to offer more assistance to job losers before they reach the stage of long-term unemployment. But it would be very costly to offer in-depth help to all of the job losers. This has led some countries to develop methods to both identify jobseekers at risk of becoming long-term unemployed and refer them to suitable labour market programmes, usually known as profiling. But is it possible to accurately identify such jobseekers?«, OECD (1998).

In this paper we present the first statistical component of such a profiling model, which, as of 1 December, 2004, has become an integrated part of the Danish national labour market policy following extensive experimentation with the statistical model and with the way the information is presented to caseworkers. When discussing how to

We are grateful to Annette B. Andersen for reading the manuscript and to Klaus Langager from the Danish National Labour Market Authority for access to the data used in the paper. Michael Svarer thanks the Danish National Research Foundation for support through its grant to CAM. Michael Rosholm thanks the Danish Ministry of Social affairs for financial support through the Danish Graduate School for Integration, Production and Welfare.

develop and implement a profiling system, a first requirement is to define which goals the system should be designed to fulfill, because this obviously influences the way the system should be designed. Two natural goals are equity and efficiency and hence it would be interesting to investigate whether these are correlated or in fact conflicting goals however, we will not go into a deep discussion of this issue in the present paper, although we will propose some arguments indicating that both goals may be fulfilled in the present project. After properly defining the goals the next task is to choose a profiling variable based upon which the group of unemployed workers can be divided into different categories. A measure of the probability of becoming long-term unemployed is chosen and the main focus of this paper is on the estimation of this probability and on the predictive power of the probability when using it in the profiling system.¹

The main purpose of the paper is to verify whether the profiling system is capable of identifying unemployed workers who are at risk of ending up in long-term unemployment (LTU, henceforth). The profiling model consists of a statistical model (presented here) to be used as an initial screening device for identifying potentially long-term unemployed workers, combined with in-depth interviews by caseworkers with those asserted to have a high risk of LTU. The intention is to extend the profiling model by a statistical model and additional interviews designed to identify the 'best' strategy and optimal timing for helping a given unemployed person at risk of LTU in order to reduce the risk of individual LTU.²

The statistical component of the profiling system consists of a duration model for the time spent in unemployment. The model is estimated using 120 subgroups, stratified according to age, gender, benefit eligibility, and region of residence. The data used for estimation is the entire inflow into unemployment in Denmark during the period January 1999 – June 2003. Based on the estimated models, it is possible to calculate the probability that a worker attending a meeting with a caseworker at the employment agency will still be unemployed six months from that date, conditional on the elapsed duration of unemployment. A set of threshold values are then calculated in order to maximize the number of correct predictions of the model, and the caseworkers are presented with information about whether the calculated probability is far above, far below, or close to the threshold value.

In several countries attempts have been made to specify worker profiling models. Frölich et al. (2003) state that profiling models are currently used or being tested in Australia, Finland, France, Germany, Ireland, South Korea, New Zealand, Sweden, and the United States. The predictive power of the various models is mixed and to some extent

1. See Black et al. (2000) for a discussion of how to design and evaluate profiling systems.

2. See Frölich et al. (2003) for a discussion of statistically assisted programme selection.

discouraging. Nevertheless, worker profiling is now used in certain states in the U.S. and in South Korea and is, as mentioned above, used on a large scale in Denmark.

Our model is readily comparable to the New Zealand worker profiling model, Watson et al., (1997). The New Zealand model was in active use for some time, but has since been abandoned, allegedly due to a new government that wanted to shift attention from active policies towards incentive-based policies (benefit cuts). Compared to the New Zealand Worker Profiling model, the Danish model provides a substantial improvement in predictive power.

The paper is organized in the following way: Section 2 offers a brief overview of Danish labour market institutions and a recently implemented labour market reform, of which the profiling model is one component. Section 3 presents the data used in the estimation process. Section 4 contains a description of the statistical model, and Section 5 shows selective results and evaluates the predictive power of the model. Finally, Section 6 discusses policy issues and offers a few conclusions.

2. The Institutional Framework and The Labour Market Reform

Denmark has a two-tiered system for unemployed workers. Most workers in Denmark – around 80% – are members of an unemployment insurance fund. These individuals have, upon the fulfillment of a few conditions, the right to receive unemployment insurance (UI) benefits, which correspond to 90% of the previous wage with an upper limit of approximately 1800 Euro per month. UI benefit payments are heavily subsidized by the state, which finances around 80% of total payments. This system is administered by the Central Labour Market Authority (Arbejdsmarkedsstyrelsen), which is a unit operating under the Ministry of Employment.

Unemployed workers without UI benefit eligibility may instead receive social assistance (SA) benefits. While non-insured workers make up only around 20% of the workforce, they make up a much larger fraction of the unemployed, as the group typically consists of workers with a low attachment to the labour market. Hence, they are more often unemployed, and on average they are unemployed for longer periods. Social assistance benefits are means tested, but typically the amount is below the UI benefit level. Social assistance is administered by the municipal authorities. There are 279 municipalities in Denmark. Needless to say, they are all subject to the same rules and regulations, but the administration differs considerably between municipalities, and recent research has shown that the differences in efficiency between municipalities in bringing SA recipients back to work cannot be explained solely by individual and municipality-specific variables.³ In other words, the causes of the differences in efficiency between the local labour market policies are unknown.

3. Arendt et al. (2004).

Up until 2002, the rules and regulations regarding contacts with caseworkers, participation in labour market programs etc. differed between the two systems. The labour market reform of 2002, of which the profiling system is one component, the aims are to eventually have identical rules and regulations in the two systems, and, in fact, to merge the system in the sense that the two-tiered system should become one system. There will still be UI benefits and SA benefits, but the rules regarding meetings, job search etc. will eventually be the same. The goal of the system of reforms is to reduce the emerging public finance problem triggered by an ageing population by increasing the labour force by some 90,000 individuals by 2010. The development of a common profiling model for assessing the employability of unemployed workers marks a step towards a single-tier system.

2.1. Profiling

The profiling model is designed to increase equity and efficiency in the labour market.

If equity is defined in terms of some utility measure, the profiling model will help achieve the goal of increasing equity if it facilitates helping the unemployed back into work and if the unemployed are in fact among the people in the society who are worst off measured on the utility scale. If instead equity is defined as equal opportunities, the profiling model should be particularly able to increase equity, as it introduces an effective way to provide equal treatment of unemployed workers across different municipalities.

The profiling model will achieve the goal of increasing efficiency if it allocates the labour market programs to the unemployed workers who have the largest (expected) effects of participating in the programs. However, it is not clear that these workers are the same as those who become long-term unemployed, and hence efficiency in this sense also requires a model for targeting active policies. However, efficiency in terms of identifying those at risk of LTU and leaving alone those who are perfectly able to find jobs themselves (thus avoiding deadweight losses) is an important aim of the profiling model; each year a very large number of workers experience a short period of unemployment, and this leads to at least two very important reasons for identifying as quickly as possible those who are at risk of LTU. First, early identification of individuals at risk of LTU allows preventive policies to be implemented during the early stages of unemployment. Second, as mentioned above, early identification is necessary in order to avoid targeting individuals who are perfectly able to find jobs on their own.

The profiling model consists of several components.⁴ First, there is a 'job barometer', which is a graphical representation of the predictions based upon the statistical

4. See Arbejdsmarkedsstyrelsen (2004a) for further information about the system.

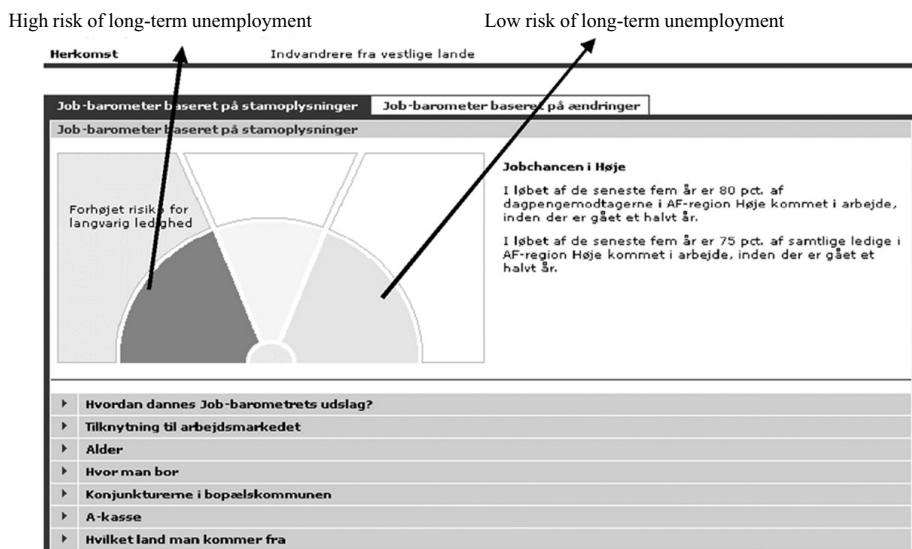


Figure 1. The Job Barometer.

profiling model presented in this paper. This is used by the caseworker to assess employability before the first meeting with a newly unemployed person. Next, there is a public assistance record, which gives the caseworker an overview of the person's previous periods on public assistance.⁵ Third, there is a dialogue guide for the caseworkers' communications with clients designed to identify strengths and weaknesses in relation to the labour market. Finally, the unemployed person has to prepare some personal information before the first meeting. This should make it easier across employment offices to treat similar cases alike, and eventually to conduct labour market policies as efficiently as possible.

The aim of the profiling system is to assess the employability of newly unemployed workers. This will be done by eventually placing each individual in one of five categories, ranging from fully employable to (at present) fully unemployable. The statistical profiling tool basically calculates a probability that an individual with certain characteristics – including the labour market history for the past five years – will still be unemployed in six months time, conditional on the elapsed duration of unemployment, which, at the date of the meeting, can be anything from 4 to 30 weeks. This information is presented to the caseworker in the job-barometer, which is shown in Figure 1.

The area to the left indicates 'high risk of LTU', the intermediate area indicates 'medium risk of LTU', and the area to the right indicates 'low risk of LTU'. Which area is highlighted depends on the way the individual's probability deviates from a population mean. The empirical foundation for these probabilities is described in the following sections.

5. This information is also used in the statistical profiling model.

3. The Empirical Model

When faced with the challenge of constructing the statistical tool of a worker profiling model, one must choose an appropriate econometric/statistical model. We first note that the problem of early identification of potentially long-term unemployed workers is related to similar economic problems in the finance literature.⁶ Early detection of financially distressed firms with a high risk of bankruptcy, or ways to correctly classify profitable investments have obviously received considerable attention for many years. This has led to the estimation of profiling models by many different techniques including multivariate discriminant analysis, probit and logit models, and more sophisticated nonlinear models such as neural networks models. However, the overall pattern appears to be that the differences between statistical models, in terms of predictive accuracy, is relatively unimportant.⁷

In the U.S., the original Worker Profiling and Reemployment Services (WPRS) model applied a discrete choice model, where the dependent variable was UI benefit exhaustion. Recently, Black et al. (2003) have criticized the WPRS model on that choice. Their main concern is that by using a dichotomous dependent variable all data variations among individuals who do not exhaust their UI benefits are ignored. Instead they suggest in the Kentucky Profiling Model (henceforth KPM), that a continuous dependent variable is employed. Specifically, they suggest, as dependent variable the ratio of benefits drawn to benefit entitlement (i.e., fraction of benefits claimed). In an earlier paper (using the same data and the same dependent variable) several different statistical models are compared, Berger et al. (2000). Among ordinary least squares (OLS), Cox proportional hazard models, and tobit models, the difference in predictive power between the models is very low, and the authors suggest, for simplicity, using the OLS model.

The dependent variable of interest in the Danish context is really an indicator of whether a given individual, conditional on the elapsed unemployment duration, is still unemployed after an additional 6 months. Hence, for each value of the elapsed duration of unemployment, we could create a dichotomous variable taking the value 1 if the individual 'survives' 26 additional weeks in unemployment, and 0 otherwise. We could then estimate a probit or logit model for each value of the elapsed duration of unemployment and use the estimated parameters of those models for predictive purposes. However, such a strategy is also vulnerable to Black et al.'s (2003) criticism, since we do not fully exploit all information in the data to reduce the uncertainty of the parameter estimates. We have therefore chosen, instead, to estimate the duration of

6. Prediction and profiling problems are also seen in various other kinds of literature, such as criminology, Auerhahn (1999), insurance, Yeo et al. (2001), marketing, Shaw et al., (2001) and medicine, Khan et al. (2001).

7. See Altman (1968) for an early discussion and O'Leary (1998) for a more recent discussion of different models.

unemployment and subsequently use the parameters estimated in the duration model to calculate the probability of 'survival' for 26 additional weeks, conditional on the elapsed duration. Hence, our dependent variable of interest is the duration of unemployment, and the econometric/statistical models to be employed are duration models.

Let the continuous stochastic variable $T, T \in (0, \infty)$ denote unemployment duration. The hazard rate, which denotes the probability that an individual with observed characteristics x finds a job in the interval $t + dt$ given that the individual is still unemployed at time t , is then given by

$$h(t | x_t) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{P(t < T \leq t + dt | T > t, x_t)}{dt} \tag{1}$$

$$= \frac{f(t | \{x_s\}_0^t)}{S(t | \{x_s\}_0^t)}, \tag{2}$$

where $f(t | \{x_s\}_0^t)$ is the density function, $S(t | \{x_s\}_0^t)$ is the survivor function, and $\{x_s\}_0^t$ denotes the entire path of the explanatory variables from the start of the unemployment spell until time t . The survivor function denotes the probability that an individual is unemployed more than t weeks. The association between the hazard function and the survivor function can also be expressed as

$$S(t | \{x_s\}_0^t) = \exp \left(- \int_0^t h(s/x_s) ds \right).$$

The objective of the profiling model is to calculate the probability of remaining in unemployment for more than 26 additional weeks conditional on the elapsed unemployment duration being between 4-30 weeks. Suppressing the dependency on x , this conditional probability can be written as

$$\begin{aligned} Pr(T > \tau + 26 | T > \tau) &= \frac{S(\tau + 26)}{S(\tau)} \\ &= \frac{\exp \left(- \int_0^{\tau + 26} h(s) ds \right)}{\exp \left(- \int_0^{\tau} h(s) ds \right)}, \\ &= \exp \left(- \int_{\tau}^{\tau + 26} h(s) ds \right) \end{aligned} \tag{3}$$

where τ denotes the elapsed duration of the unemployment spell. In practice, as mentioned above, $4 < \tau \leq 30$ for individuals in the UI system, since the first interview conducted by the Public Employment Service (PES, henceforth) takes place after 1 month of unemployment. Thus, in the estimations we consider a population that has survived 4 weeks of unemployment. In order to calculate (3) as accurately as possible, we restrict attention to the first 52 weeks of the unemployment spell, that is $T \in [4, 56]$. Consequently, all unemployment spells longer than 56 weeks are censored at a duration of 56 weeks. For individuals in the SA system, the first interview may take place from the first day of entry, hence for this system, we will have $0 < \tau \leq 26$, and accordingly we can censor all durations in this system at 52 weeks.

The hazard function is specified as a proportional hazard model. That is, the hazard is the product of the baseline hazard, which captures the time dependence, and a function of observed time-varying characteristics, x_t

$$h(t | x_t) = \lambda(t) \cdot \varphi(x_t), \quad (4)$$

where $\lambda(t)$ is the baseline hazard, and $\varphi(x_t)$ is the scaling function specified as $\exp(x_t\beta)$. The baseline hazard is specified as a piecewise constant baseline hazard with splitting times $\tau_0 = 4, \tau_1 = 5, \tau_2 = 6, \dots, \tau_{52} = 56$ for individuals in the UI system, that is, there is a separate baseline component for each week. The baseline is defined similarly for the models for the SA system, with $\tau_0 = 0, \tau_1 = 1, \tau_2 = 2, \dots, \tau_{52} = 52$. The value of the baseline hazard in the k 'th interval is denoted λ_k .

In the scaling function $\exp(x_t\beta)$, the explanatory variables are allowed to be time-varying, as noted above. Let d denote the censoring indicator, which takes the value 1 if the observation is shorter than 56 weeks and uncensored, and zero otherwise.

Let θ denote the parameters of the model. To obtain estimates of the parameters, we perform maximum likelihood estimation based on the following (conditional) log-likelihood function, see Lancaster (1990, for details on duration models).

$$\log l(\theta) = \sum_{i=1}^N \left[d_i \ln(h(t_i | x_{i,t})) - \int_4^{t_i} h(s_i | x_{i,s}) ds \right],$$

where N denotes sample size. This log-likelihood function is for the models for the UI system. For the SA system, it looks similar, except the lower bound for the integral is 0 instead of 4.

Based on the estimated parameters, the probability that an individual who has been unemployed for τ weeks will experience 26 additional weeks of unemployment is easily calculated as

$$\widehat{Pr}(T > \tau + 26 | T > \tau, x_\tau) = \exp\left(-\exp(x_\tau \widehat{\beta}) \sum_{k=\tau}^{\tau+26} \widehat{\lambda}_k\right)$$

assuming that the x does not change.⁸

3.1 Unobserved Heterogeneity

Duration models would typically also include a component intended to capture unobserved heterogeneity. In duration models, it is well known that the baseline hazard is biased towards negative duration dependence if neglected unobserved heterogeneity is present. Moreover, the remaining parameter estimates will be biased too since the model is non-linear.

However, for the present model, the objective is not consistent estimation, but predictive ability. Neglect of unobserved heterogeneity implies that the baseline hazard and the other model parameters will be affected by unobserved heterogeneity. So, for example, if we know that an individual has survived some weeks in unemployment we also know that his or her unobserved characteristics are not that favourable. However, these characteristics are not observed, but their effect is reflected in the baseline hazard. So, for predictive purposes, this seems the best way to exploit all information. If we were to include unobserved heterogeneity, we would be forced to evaluate everyone at the mean (or some other arbitrarily chosen point) of the unobserved variable, and then knowing that the person survived half a year in unemployment is not allowed to influence the evaluation of the hazard.⁹ For this reason, the model does not correct for unobserved heterogeneity.

We should also note that the issue of unobserved heterogeneity could influence the degree of success for the profiling model. When evaluating the profiling model and comparing the model to the existing system, where allocation of unemployed workers into labour market programs is, to a large extent, subjectively chosen by the caseworker, we know that the caseworker can observe more detailed information about the individual. Some of the reasons for the unobserved heterogeneity are really data issues and we will discuss these in the section »explanatory variables«, while others may be more interesting; motivation, for example, is not observed by the econometrician but may be partially observed by the caseworker. If it is very important to observe motivation in

8. Since the purpose of the model is to predict whether an individual survives an additional 26 weeks in unemployment, we cannot use time-varying variables in the predictions; the path of the x 's is not known in advance. Hence, we make the simplifying assumption that the current value will prevail.

9. Of course, one could also calculate the distribution of unobservables conditional on the elapsed duration of unemployment, from that infer the mean of the unobserved variable given the elapsed duration and use that number for the predictions. Our approach is a shortcut.

order to allocate the unemployed worker into the optimal labour market program, then the caseworker may be able to do a better job than the statistical model. Some experiments from Switzerland indicate, however, that caseworkers have difficulty in predicting treatment effects and so it seems there is indeed room for additional improvements.¹⁰

4. Data

The analysis here uses data from administrative registers from the Danish Labour Market Authority. This is the same data that the employment offices use and therefore the same information on which predictions have to be made. The advantage of the data set is that it is updated with a very short time lag. The disadvantage is that it basically only contains labour market data. Ideally, we would have liked to use more information by merging to other administrative registers, but since the aim of the analyses is to maximize predictive power based on the available information, we use only what is readily available. The register we use is called DREAM (Danish Register for Evaluation Of Marginalisation), and it is basically an event history file, that includes weekly information on each individual's receipt of public transfer incomes, unemployment registrations, and participation in active labour market programs. Based on the information, a weekly event history is constructed, where the individual each week either occupies one of a number of public transfer states or is not receiving public transfers. When an individual is not registered as receiving public transfers, the person can either be employed or be outside the labour force without receiving transfer income. In the Danish welfare state, the latter is very unlikely; hence the assumption that not receiving public transfers in a given week corresponds to employment is innocuous. From DREAM, we sample the inflow to unemployment in both the UI and the SA systems over the period January 1999 to June 2003. All exits from unemployment to states other than (what we assume to be) employment are treated as independently right censored observations.

For persons in the UI system, we exclude all unemployment durations shorter than four weeks, because the first meeting will never take place during the first four weeks.¹¹

Moreover, all unemployment durations longer than 56 weeks in the UI system and longer than 52 weeks in the SA system are censored at these durations, because that is

10. See Lechner & Smith (2005).

11. This truncation from the left also implies that we eliminate a substantial number of temporary layoff spells. Temporary layoff is very common in the Danish labour market since employers only pay UI benefits for the first two days of an unemployment period. Approximately 40 per cent of all unemployment spells in Denmark are temporary layoffs. They are, however, typically quite short and therefore only constitute around 16 per cent of total unemployment, Jensen & Svarer (2003). Moreover, approximately 90 per cent of them are four weeks or shorter.

all the information we are going to use in the estimation process. As the profiling model is further developed, it will eventually be extended such that it can make predictions for persons with an elapsed unemployment duration longer than 26 (or 30) weeks, but to directly extend the current model implies an assumption that the effect of co-variables does not change over unemployment duration. Several studies have shown that this assumption is not realistic for longer durations, hence the intention is to estimate new models for elapsed durations over 52 (or 56) weeks, thus essentially allowing for time-varying parameters of the models.

4.1 Sample selection and subsampling

Denmark is divided into 14 counties, plus a 'region' consisting of Copenhagen and Frederiksberg municipalities, each with different labour markets and different local labour market conditions. We follow that division in our estimations below and split the data by region of residence. This leads to 15 sub samples.

As mentioned above, there are two parallel labour market systems, one for workers insured against unemployment (the UI system), and hence eligible for UI benefits, and one for the non-insured (the SA system). Hence, in each region, data are also split according to the labour market system to which each worker belongs.

In each system, different rules apply to different age groups. In the UI system, the Youth Unemployment program applies to workers aged below 25. The data is therefore split into two groups: those under 25, and 25 and older. For workers in the SA system, more active policies are pursued for those aged below 30 than for those above. For workers in the SA system, the data is split into those under 30, and those who are 30 or older. The sample is truncated from below to persons aged 16 or older. In addition, due to a mandatory retirement age of 65, all samples are restricted to those aged 64 or below.

Finally, previous investigations show that male and female workers have very different behaviour in unemployment, so the data is also divided by gender. In total, we thus end up with 15 (regions) \times 2 (systems) \times 2 (age groups) \times 2 (gender) data sets, that is, 120 sub samples of the inflow into unemployment during the period January 1999 – June 2003. The duration model specified above is estimated separately for each of these 120 sub samples.

The dependent variable of the study is the duration of unemployment. In the UI system, the dependent variable is the duration of unemployment given that it is at least four weeks. After these sub sample definitions and the reduction in the samples, we end up with a total of almost 2 million unemployment spells that are used in the estimations.

4.2 Explanatory Variables

Since the purpose of this exercise is to make sound predictions, we use the 'kitchen sink' approach to determine which explanatory variables to include in the model. However, since the data are obtained directly from the Danish Labour Market Authorities, we only have access to variables that are available in their databases. The implication is that the information is usually available when working with Statistics Denmark's register-based data is not generally available to us. For example, measures such as education, previous wage, and working experience are not in this data set.¹² The information available is the following:

Age: The individual's age is known, and it is used to construct a set of dummies for age group. In the samples of young individuals (aged below 25 or 30), there is a dummy for each age from 16-29 or 16-24 (with 29 or 24 being the reference category), and for the samples of 'older' individuals, we construct dummies for belonging to 5-year age intervals.

Year: We have included a set of indicators measuring the year in which the unemployment spell begins. As we are only looking at short spells, censoring all spells at 56 weeks, it is not important to take into account time-varying calendar time effects during an unemployment spell.

Municipality: We have a set of indicators – a different set for each county – for the municipality of residence of the unemployed person.

Local unemployment rate: The municipal unemployment rate is included to allow for cyclical effects and thereby improve the predictive power of the model when a new year is entered without the model being updated. This variable is identified because it can vary over time and between municipalities. Hence, it is not perfectly correlated with a linear combination of annual dummies and municipal dummies.

Unmarried: This measures whether an individual is unmarried and does not cohabit either.

Sick: Indicates that an individual is currently reported sick (receiving sick pay) while unemployed. It is thus a time-varying variable.

Immigrant: We have four indicators for whether the individual is first or second generation immigrant from more or less developed countries. The reference category is native Danes.

UI-fund: We have a set of indicators for unemployment insurance fund membership. There are several UI-funds in Denmark, and membership is often categorized according to education/skills and/or by industry. We have 36 different UI funds, and we have an indicator for each. These funds may be seen as broad proxies for the mis-

12. The intention is to increase the information available in the register, so that the caseworker also has this information and so we can base predictions on it. It is not yet available, however.

sing information concerning education and skills. This set of variables is (naturally) only used in the samples of workers insured against unemployment.

Maternity Leave and Holiday Pay: We know whether an individual has been on maternity leave and whether an individual has received holiday pay while unemployed; in employment individuals accumulate rights to holiday payments. If the individual, due to unemployment in the previous year, has not accumulated a sufficient amount of money it is possible to receive money from the state for holidays. Individuals currently employed will count as unemployed in the period they receive vacation pay. We take this into account in the model. These variables are thus time-varying.

Active Labour Market Policies: We have a set of time-varying variables indicating whether the individual is currently in a labour market program, and whether the individual has completed a labour market program during the past 26 weeks. This information is naturally time-varying.

Labour Market History: The most important information, however, for our predictive purposes, is the history of past labour market performance. We know, for each of the five years preceding the current unemployment spell, the fraction of the year spent on some kind of income transfer (UI, SA, temporary leave schemes including parental leave, or other public transfer schemes). We have the same information for sickness periods as well. So we have constructed 10 variables, five for public transfers and five for sickness, measuring the fraction of each of the past five years spent in either sickness or on a transfer scheme. Moreover, we use the number of unemployment spells the individual has had over the same period. For the 'young samples', we only use the information for the past two years. If the information is missing (because the individual was 'too' young), these variables are set at zero.

5. Empirical findings

This section contains a short description of the estimated parameters in the duration model. The main focus of the paper, however, is the predictive power of the model, so this will be brief, and as before mentioned the estimated parameters may be biased due to unobserved heterogeneity. The entire set of estimation results is available on request. To get an idea of the results, table 1 presents the effects of various explanatory variables for insured unemployed men over 25 from Aarhus county, i.e., these are the results for one out of 120 subgroups. Note that we only present a subset of the coefficients, as the UI fund indicators (36), the municipality indicators (279 in total), and indicators for participation in and completion of active labour market programs are not shown.

5.1 Baseline hazard function

In the empirical model we have modelled the baseline hazard as a piecewise con-

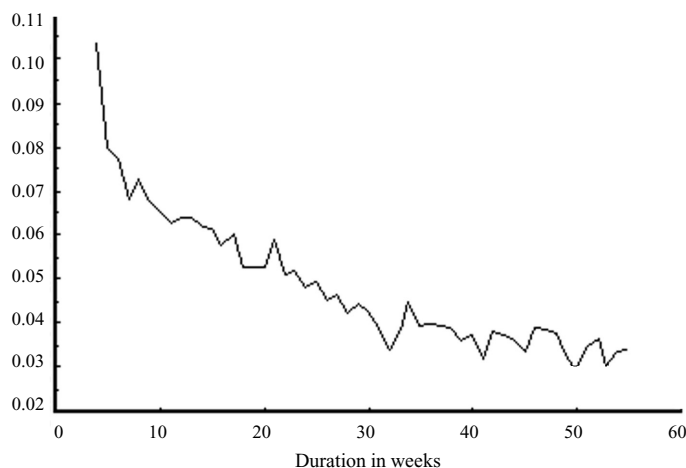


Figure 2. Baseline hazard for Male UI Fund members, over 25, and resident in Aarhus County.

stant function. This very flexible specification is attractive when the baseline hazard exhibits non-monotone behaviour. Watson et al. (1997) impose a Weibull distribution on the baseline hazard.

In figure 2 we show the baseline hazard for insured men over 25 years old in Aarhus county.

We find that the baseline hazard generally exhibits negative duration dependence. This holds for all 120 sub samples. However, it may, to some extent, just reflect neglected unobserved heterogeneity, see the discussion in section 3.1. The peaks in the baseline every 4-5 weeks probably reflect that most jobs begin and end at the start of a month. The hazard rates are generally much lower for persons on social assistance than for persons receiving unemployment insurance benefits.

5.2 Effects of explanatory variables

The effects of some of the explanatory variables differ across the different subgroups, but some consistent patterns arise. The Danish economy has, like most of the western world, experienced an economic downturn after the IT-bubble burst and the September 11 terror attacks in NY. This is captured by the year dummies. They show that compared to the reference year, 1999, the hazard rate out of unemployment has been lower in subsequent years.

As it is witnessed in several studies of unemployment duration, the hazard rate out of unemployment decreases with age. This is also the case in our models. Not surprisingly, men who are out of work due to holiday or paternity leave,¹³ leave unemploy-

13. For some reason, such individuals are characterized as unemployed while they are on these transfers.

Table 1. Hazard model for men, insured, above 25 from Aarhus county.

Variables	Coefficients	Std. Error
1999 (reference year)		
2000	-0.033	0.016
2001	-0.036	0.018
2002	-0.218	0.018
2003	-0.231	0.029
Age 26-29 (reference age group)		
Age 30-34	-0.025	0.017
Age 35-39	-0.097	0.018
Age 40-44	-0.132	0.019
Age 45-49	-0.217	0.020
Age 50-54	-0.346	0.020
Age 55-59	-0.624	0.022
Age 60-64	-0.759	0.037
Temporarily on Holiday Pay	1.292	0.042
Temporarily on Paternity leave	0.369	0.114
Temporarily on Sickness benefits	-0.424	0.033
Single	-0.171	0.011
1. generation immigrant from developed country	-0.176	0.029
1. generation immigrant from less developed country	-0.356	0.030
2. generation immigrant from developed country	-0.095	0.109
2. generation immigrant from less developed country	-0.401	0.134
Sickness benefit rate 1 year ago	-0.289	0.104
Sickness benefit rate 2 years ago	0.022	0.225
Sickness benefit rate 3 years ago	-0.013	0.353
Sickness benefit rate 4 years ago	-0.140	0.359
Sickness benefit rate 5 years ago	-0.197	0.241
Public transfers rate 1 year ago	-0.088	0.043
Public transfers rate 2 years ago	-0.159	0.092
Public transfers rate 3 years ago	0.019	0.137
Public transfers rate 4 years ago	0.017	0.168
Public transfers rate 5 years ago	-0.686	0.106
Number of unemployment spells last year	0.054	0.010
Number of unemployment spells two years ago	0.087	0.006
Local unemployment rate	-0.503	0.135
36 UI Fund Membership Indicators	Yes	
26 Municipality of Residence Indicators	Yes	
ALMP Participation and Completion Indicators	Yes	

Note: Italic figures indicate that the parameter is different from 0 at the 5% level. In the regression we also corrected for municipality effects for UI-fund membership, and for participation in ALMPs.

ment faster. In addition single men are less likely to leave unemployment compared to their married or cohabiting counterparts. This result is consistent with previous investigations of unemployment duration. Being a first or second generation immigrant

from less developed countries is associated with lower hazard rates and therefore longer unemployment durations. For immigrants from developed countries, the same pattern emerges, but it is less clear and the coefficients are smaller and more often insignificant. Second, the larger the fraction of time in the past five years spent on transfer incomes, the lower the probability of leaving unemployment. The same results hold for sickness periods. However, when we look at the number of spells, we find that the more unemployment spells an individual has had, e.g. during the past two years, the higher is the hazard rate out of unemployment. This coefficient, however, must be interpreted *given* the level of the variables reflecting the fraction of time spent on transfer schemes. That is, individuals with many short spells of unemployment in the past are also likely to have a short current spell of unemployment. Finally, we see that the local unemployment rate influences the hazard rate out of unemployment. This is consistent with e.g. Svarer et al. (2004). They find that the mobility among the unemployed is very low in Denmark. As a consequence, people tend to be unemployed longer if they stay in a region with a high unemployment rate.

5.3 Assessment of predictive power

The primary purpose of this exercise is to construct a tool that can guide case-workers in their work. The prime success criterion is of course that they can trust the outcome of the statistical model. Consequently, we are interested in identifying the group of newly registered unemployed that has the highest probability of experiencing more than 26 weeks of unemployment. We will denote that group 'potentially long-term unemployed' (PLTU) whereas their counterparts are the potentially short-term unemployed (PSTU). Define as the *cut-off value* the number which $\hat{Pr}(T > \tau + 26 | T > \tau, x_\tau)$ shall exceed in order for an individual to be identified as PLTU. We can subsequently calculate the number of correct predictions; that is, the number of actually short-term unemployed workers (those with unemployment spells shorter than 26 weeks) who are also predicted to be short-term unemployed, plus the number of actual long-term unemployed workers who are also predicted to be long-term unemployed. This number can be related to the number of incorrect predictions. The choice of *cut-off* value will clearly have an effect on the outcome of this comparison. We have chosen to determine the *cut-off* value (separately for each of the 120 sub groups) so that the following sum is maximized:¹⁴

$$\begin{aligned} & \text{Number of short-term unemployed predicted to be short-term unemployed} + \\ & \text{Number of long-term unemployed predicted to be long-term unemployed} \end{aligned}$$

14. This objective functions implies that the two groups are weighted by their relative sizes. By simply changing the weights it is possible to put more emphasis on one group if desired.

Table 2. The distribution of predictions and actual outcomes.

Groups	Fraction of correct predictions	STU who are PSTU*	STU who are PLTU	LTU who are PSTU	LTU who are PLTU	No. of observations
Women, ≤ 24, ins.	0.68	29,879	1,822	13,983	3,283	48,967
Women, ≤ 29, not ins.	0.66	71,485	18,182	34,466	29,709	153,842
Women, ≥ 25, ins.	0.61	174,840	70,063	110,001	104,331	459,235
Women, ≥ 30, not ins.	0.68	16,371	18,845	7,849	39,458	82,523
Men, ≤ 24, ins.	0.80	46,616	452	11,188	580	58,836
Men, ≤ 29, not ins.	0.68	102,444	12,030	43,316	16,004	173,794
Men, ≥ 25, ins.	0.71	271,420	25,947	104,353	36,474	438,194
Men, ≥ 30, not ins.	0.64	39,558	23,950	21,114	41,114	125,736
Total	0.66	752,613	171,291	346,270	270,953	1,541,127
Percentage		0.49	0.11	0.22	0.18	

* PSTU: Predicted to be short-term unemployed. PLTU: Predicted to be long-term unemployed.

Note that when making an assessment of the correct predictions, we are forced to leave out all spells that are right censored at a duration shorter than 30 weeks in total. Moreover, when making predictions, we use only the value of explanatory variables at the beginning of the spell. That implies that we could make even better predictions if time-varying variables were taken into account in the process of prediction. Table 1 contains the aggregate numbers of correct and incorrect predictions for the entire country.

The fraction of correct predictions is 0.66. Compared to the New Zealand profiling model that also employs a duration model, we gain a significant improvement in predictive power. In their model they are able to make 59 per cent correct predictions. Since these fractions are dependent on the populations the models are trying to categorize, in particular the relative size of the groups, it is probably more interesting to consider the fraction of correct predictions in each group. 82% of the STU are predicted correctly while 55% of the LTU are predicted correctly, and the corresponding fractions are both equal to 59% in the New Zealand model. The key to the improved predictions is obviously the sub sampling and the large number of variables, especially the information on past labour market history, which greatly improves the predictive power of the model.¹⁵ Furthermore a different objective function is used in their study, which in effect amounts to assigning equal weights to the two categories.

Looking across subgroups, it is revealed that the predictive power is higher for men than for women and for younger workers compared to their older counterparts. The former result is in line with previous research on modelling of individual unemployment.

15. The variables used in the New Zealand model are: age, prior unemployment, gender, ethnicity, qualifications, urban location and regional location.

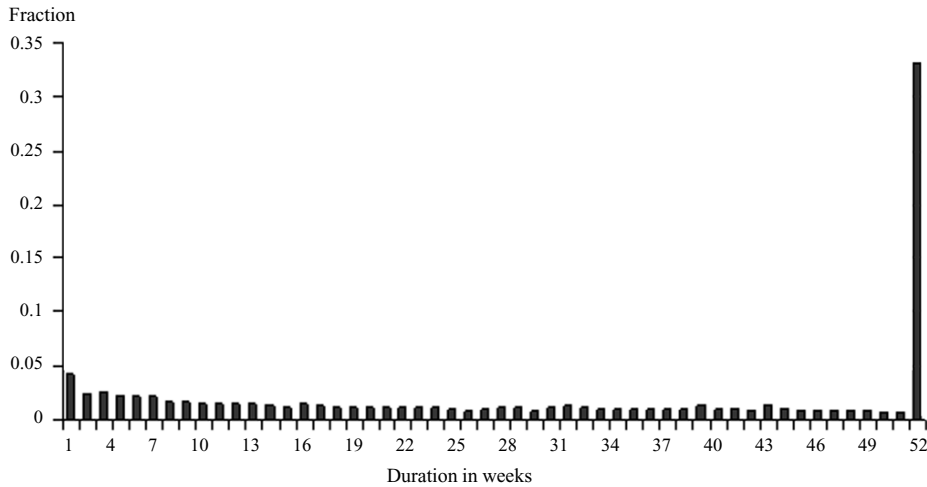


Figure 3. Histogram for actual duration of those who are PLTU.

We also performed out-of-sample predictions. In practice we randomly divided all the samples in halves. We estimated the model on the first half of the data and applied the parameters' estimates to the second half for predictions. The predictions were almost identical to their full-sample counterparts.

Even though we obtain a reasonable level of correct predictions, there are still a substantial number of individuals who – if the model's predictions were taken at face value – would be put into the wrong category, but that is exactly the reason why the statistical model is only a part of the profiling system. As discussed above, it is an input the caseworker can use to extract useful information regarding the potential risks of LTU facing an unemployed worker. In future versions, the profiling model will include information about unemployed workers gathered by the caseworkers. This information will give an impression of how motivated the individual is in terms of regaining employment, how employable the person is etc. When this information becomes available, we expect to have a profiling model that is even better at predicting the LTU risk.

As a result of the estimation procedure with right censored observations it is not very informative to compute expected values and standard deviations. Instead we turn to a graphical depiction of some of the issues concerning the precision of the predictions. In figure 3 we look at the sub sample consisting of unemployed males in Aarhus who are insured and more than 25 years old, and see that the classification into the two categories is not nearly perfect. A considerable number of the PLTU find a job before 26 weeks, though the majority are unemployed for a longer period and 33%, actually, than a year. Similarly some of the PSTU are unemployed for more than 26 weeks but still, the majority get a job earlier, see Figure 4.

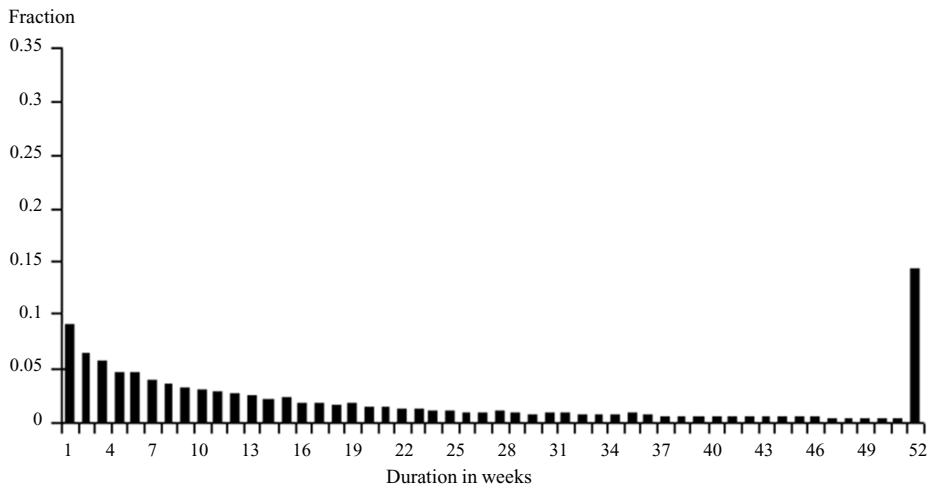


Figure 4. Histogram for actual duration of those who are PSTU.

Another way to illustrate the prediction ability is to look at the fractions that are predicted correctly distributed over the actual experienced unemployment duration. Figure 5 shows this for the particular sub sample.

It should be noted that the reason for the low fractions of PLTU is that in this particular sub sample the group of STU is much bigger than the group of LTU and hence, predicting STU correctly receives a relatively high weight in the objective function, which is to maximize the number of correct predictions. However, abstracting from the low level, it is clearly seen that the fraction of correctly predicted long-term unemployed is increasing in the duration, so that we are more likely to correctly classify the »really long-term« unemployed, i.e. those who experiences more than a year of unemployment. This should then be compared to the cost of making incorrect predictions for different types of unemployed workers. If it is most costly to classify »really short-term« unemployed as PLTU and »really long-term« unemployed as PSTU compared to making mistakes in the interval in between, then we would like to have the highest fractions of correct predictions at very short and very long durations. But to the extent that the profiling system should work as an additional tool for the caseworker, it might actually be more valuable to be able to distinguish those in between if the caseworkers themselves are capable of correctly identifying the extremes. Another way to put this is that it could be a partial degree of explanation rather than an absolute that we want to maximize. In the discussion of this issue, it is also important to remember that we are trying to make a rather crude categorization of the unemployed into two groups and the results should hence be interpreted with this in mind.

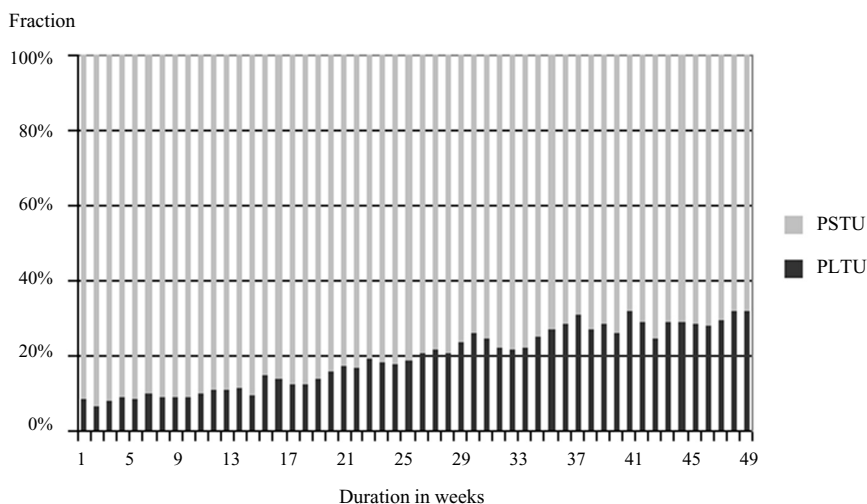


Figure 5. Fractions of PLTU and PSTU over actual duration.

6. Concluding remarks

In this paper we describe a statistical model used for profiling of newly unemployed workers in Denmark. When a worker – during his or her first six months in unemployment – enters the employment office for the first time, this model predicts whether he or she will be unemployed for more than six months from the current date or not. The caseworker's assessment of how to treat the person is partially based upon this prediction. The model – which performs relatively well in terms of predicting actual unemployment – is the first step in the process of developing statistical procedures to assist caseworkers in Denmark in their effort to bring unemployed individuals back into employment. Future amendments to the model include additional information based on caseworkers' assessments of the unemployed individuals in order to make dramatic improvements to the model's predictive ability. Moreover, assessment of the effects of participation in various active labour market programs, that is, a targeting system, seems to be the natural next generation in the world of profiling models.

Literature

- Altman, E. I. 1968. Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy, *The Journal of Finance*, Vol. 23, No. 4, 589-609.
- Arbejdsmarkedsstyrelsen. 2004a. Visitationsværktøjskassen Version 3, http://www.ams.dk/visitationsprojekt/visitationsværktøjskassen/v3/Samlet_visitation_sværktøjskasse_v3.pdf
- Arbejdsmarkedsstyrelsen. 2004b. En ny måde at møde ledige på, http://www.ams.dk/visitationsprojekt/Visitation_december_2004.pdf
- Arendt, J. N., E. Heinesen, L. Husted, B. Colting & S. H. Andersen. 2004. *Kontant-hjælpsforløbs varighed og afslutning: Forskelle mellem kommuner*. Akf rapport, September 2004.

- Auerhahn, K. 1999. Selective Incapacitation and the Problem of Prediction, *Criminology*, Vol. 37, 4, 703-34.
- Berger, M. C., D. A. Black & J. Smith. 2000. Evaluating Profiling as a Means of Allocating Government Services, In Michael Lechner and Friedhelm Pfeiffer (eds.), *Econometric Evaluation of Active Labour Market Policies*, Heidelberg: Physica,: 59-84.
- Black, D. A., M. Plesca, J. A. Smith & S. Shannon. 2003. *Profiling UI Claimants to Allocate Reemployment Services: Evidence and Recommendations for States*, Final Report to United States Department of Labour.
- Frölich, M., M. Lechner & H. Steiger. 2003. Statistically Assisted Programme Selection – International Experiences and Potential Benefits for Switzerland, *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 139, 311-31.
- Jensen, P. & M. Svarer. 2003. Short- and Long-Term Unemployment: How do Temporary Layoffs Affect this Distinction?, *Empirical Economics* 28, 1, 23-44.
- Khan, J., J. S. Wei, M. Ringnér, L. H. Saal, M. Ladanyi, F. Westermann, F. Berthold, M. Schwab, C. R. Antonescu, C. Peterson & P. S. Meltzer. 2001. Classification and diagnostic prediction of cancers using gene expression profiling and artificial neural networks, *Nature Medicine*, Vol. 7, 6, 673-79.
- Lancaster, T. 1990. *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Lechner, Michael & Jeffrey Smith. 2006. What is the Value Added by Caseworkers?, Forthcoming in *Labour Economics*.
- OECD. 1998. *Early Identification of Job-seekers at Risk of Long-Term Unemployment*, Paris.
- O'Leary, D. E. 1998. Using Neural Networks to Predict Corporate Failure, *International Journal of Intelligent Systems in Accounting, Finance & Management*, Vol. 7, 187-97.
- Shaw, M. J., C. Subramaniam, G. W. Tan & M. E. Welge. 2001. Knowledge management and data mining for marketing, *Decision Support Systems* 31, 127-37.
- Svarer, M., M. Rosholm & J. Munch. 2005. Rent Control and Unemployment Duration, *Journal of Public Economics*. Vol. 89, 11-12, 2165-81.
- Watson, R., D. Maré & P. Gardiner. 1997. Predicting the Duration of Unemployment Spells, *Labour Market Bulletin*, 1997:2, 51-65.
- Yeo, A. C., K. A. Smith, R. J. Willis & M. Brooks. 2001. Clustering Technique for Risk Classification and Prediction of Claim Costs in the Automobile Insurance Industry, *International Journal of Intelligent Systems in Accounting, Finance & Management*, Vol. 10, 39-50.

Job satisfaction and quits – Which job characteristics matters most?

Nicolai Kristensen

CCP and Department of Economics, Aarhus School of Business, E-mail: nik@asb.dk

Niels Westergård-Nielsen

CCP, IZA & Department of Economics, Aarhus School of Business, E-mail: nwn@asb.dk

SUMMARY: Various job satisfaction domains are ranked according to their explanatory power in regressions explaining quits. Satisfaction with Type of Work is found to be the most important job characteristic in Denmark while satisfaction with Job Security is found to be insignificant. These results are opposed to results for UK, where Job Security is found to be the most important job domain. This discrepancy between UK and Denmark might be due to differences in unemployment insurance benefits and indicates that there are »invisible« benefits inherited in the welfare state insurance system because employees in Denmark don't worry about job security.

1. Introduction

This paper studies the effect of job satisfaction on quits in Denmark. Numerous studies have shown that employees in Denmark have the highest job satisfaction in Europe, e.g. Eurobarometer (1997), D'Addio et al. (2003). This is somewhat opposed, although not contradicted, by the fact that average tenure in Denmark is one of the lowest in the developed world, Bingley and Westergaard-Nielsen (2003) and makes it less clear whether job satisfaction necessarily may explain quits in Denmark.

Job satisfaction is a *subjective* measure, and many economists' reactions to subjective data, is that such data might be untrustworthy because they measure »what people say rather than what people do«, Freeman (1978), and hence don't reveal actual behaviour.

If job satisfaction only depends on personal sentiments and standard observed variables, such as age and education, then no new information would be contained in job satisfaction and it would only appear as an endogenous variable with no meaning-

This research is undertaken as part of the EPICURUS project financed by the EU. We thank two anonymous referees, Andrew E. Clark, Tor Eriksson, seminar participants at the PMA 2004 Edinburgh meeting and seminar participants at the EALE 2004 Lisbon Meeting for valuable comments.

ful impact. But this is not likely to be the case. Supposedly, job satisfaction measures a multitude of factors some of which intrinsically are subjective and psychological. Other factors measured will be objective but unobserved. Examples are organisation of work, physical work conditions and the like, which give the job satisfaction variable systematic exogenous variation. Hence, job satisfaction shall be seen as a proxy for unobserved factors, such as the employee's evaluation of »the quality of the match«, and this makes job satisfaction a relevant variable for explaining quits.

A large literature in economics has considered determinants of labour market mobility. However, very few studies have analysed the importance of job satisfaction for quits. Freeman, in his seminal paper from 1978, is the first to analyse the connection between quit and job satisfaction. His analysis is based on panel data from two different US sources. More recent studies which use British or German panel data and link realised quits to previous levels of job satisfaction include Clark (2001); Clark et al. (1998); and Lévy-Garboua et al. (2001). Ward and Sloane (2000) apply British cross section data together with work histories of the respondents. The general finding is that workers reporting dissatisfaction with their jobs are statistically more likely to quit than those with higher levels of job satisfaction.

Shields and Price (2002) and Appelbaum et al. (2003) look at *intentions* to quit and how these relate to job satisfaction. Shields and Price carry out a case study of nurses in Britain while Appelbaum et al. analyse low-wage, low-skilled workers in US hospitals. Both studies find that intentions to quit strongly correlate with job dissatisfaction.

There are of course other reasons for quits than conveyed through measures of job satisfaction. The most common theoretical explanation is that the employee receives a wage offer that is better than the current wage.

This paper has two main objectives. The first objective is to verify that job satisfaction does convey additional information, beyond the traditional textbook variables, and in this manner helps in explaining quits. For Denmark, this is the first study to undertake such an analysis, and given the high turnover in Denmark the outcome appears less obvious than for other countries.

Secondly, we explore an approach first suggested by Clark (2001), and seek to establish a ranking of what matters in a job. This is done by replacing the overall job satisfaction score by a series of domain job satisfaction variables. The ranking is based on the ability to explain quits and hence it links what people say with what people do.

The paper is organised as follows. Section 2 and 3 describe the data source and give some initial descriptive analysis of the data. In section 4 we briefly present the econometric method applied while results are presented in section 5. Conclusions are outlined in section 6.

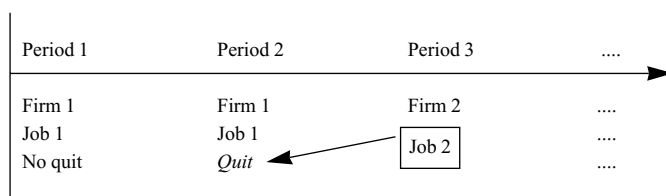


Figure 1. Definition of quits – an example.

2. Data

We use the data set »Welfare of Danish Families«, which is the Danish equivalent to the European Community Household Panel (ECHP) data set. For Denmark, data have been collected from 1994 to 2000 and include personal interviews of about 5,600 individuals in 1994.¹ These constitute a random sample of the population aged 16 years or more. Hence, pensioners, students, unemployed and others out of the labour force are also included in the sample but these groups are not included in this analysis. Despite attempts to supplement the sample with new individuals from 1995 and onwards the sample suffers increasingly from sample attrition, and the sample size in 2000 includes only about 3,200 individuals. In the econometric analysis we explore whether sample attrition is a problem, cf. section 5.

The data set is very rich and includes detailed information about the individuals socioeconomic background and family background, employment and unemployment history, education and training as well as detailed information on the individuals own perception of satisfaction with main activity, i.e. job satisfaction if employed.

Separations are identified as individuals who report a start date for their current job which falls in-between the last interview and the current interview. For 1994 separations are identified as new jobs which started within the last year. Quits are identified as separations reported as voluntary and which are not promotions within the same firm, cf. Figure 1.

Figure 1 illustrates how quits are determined. In the example the individual's job doesn't change between period 1 and 2 and therefore there is »no quit« in period 1. Between periods 2 and 3 the individual has (voluntarily) changed job and this is reflected in the 0/1 indicator for quit which, *in period 2*, is coded as 1. With this definition of quit it is clear that the causality runs from job satisfaction, or changes in job satisfaction, to the decision of whether to quit or not.²

Clearly, there is a risk that a respondent may report a separation to be voluntary

1. After cleaning the data. See Table 7 in the Appendix for further details.

2. For instance, low job satisfaction in period 2 could induce a job change and consequently the quit is attributed to period 2 (and possibly due to the job satisfaction level). Note that this argument relies on an instantaneous decision to quit. One could imagine that anticipation of a quit e.g. because ones spouse get a new job in another region (i.e. for some external reason), could affect future job satisfaction.

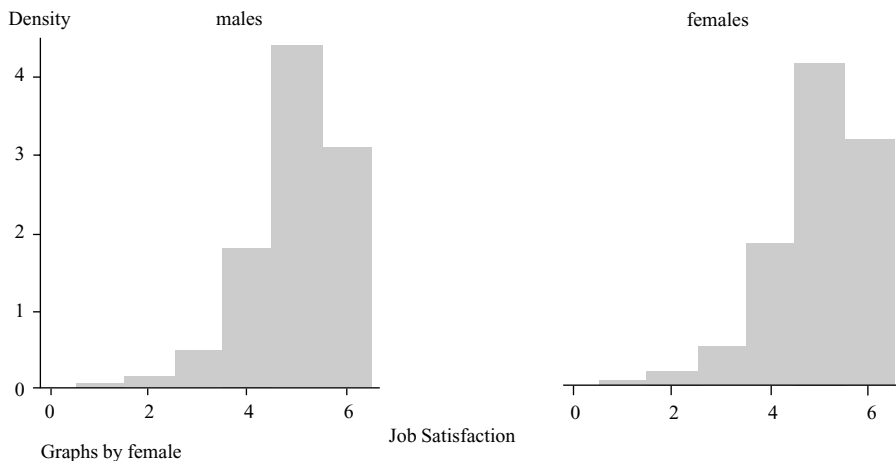


Figure 2. Overall Job Satisfaction among employees, by gender.

Note: The questions on overall job satisfaction reads: »How satisfied are you with your work or other main activity?«
1 »Not satisfied at all«.....6 »Fully satisfied«.

even though he/she actually was laid off – hence we should expect some bias due to this potential reporting error.³

3. Descriptive analysis

Job satisfaction is generally found to be high in Denmark. Eurobarometer (1997) finds Danes to be the most satisfied workers among all the 16 European nations included in their survey.⁴ The ECHP data confirm that job satisfaction indeed is very high.

Figure 2 show that on a scale from 1 to 6 where 6 is »fully satisfied« very few employees rank their job satisfaction below 4. Furthermore, there does not appear to be any major gender difference in job satisfaction.

In order to gain a first impression of the link between job satisfaction and quit behaviour we seek to characterise individuals who quit compared to individuals who don't quit, cf. Table 1.

Standard deviations (not shown) are large so not too much emphasis should be put on the mean values in Table 1. However, three main observations can be made: One, individuals who turn out to quit before next round of interview have a lower level of

3. If respondents are inclined to report voluntary separation (i.e. quit) even though they were actually fired, these same respondents could be expected to have a *higher* level of job satisfaction since they didn't really want to stop at their work place. This will counter the expected negative relationship between quit and job satisfaction and hence lead to a *downward* bias (in absolute value) in the estimate of job satisfaction on quit behaviour.

4. Care should be taken in direct cross-country comparisons of satisfaction levels. Responses may be heavily influenced by country specific norms that induce people to answer at a relatively higher (lower) level than they would otherwise do, cf. Kristensen and Johansson (2006).

Table 1. Mean value of selected variables, by quit behaviour.

Variable	1 All	2 no quit	3 quit
<i>Subjective satisfaction</i>			
overall job satisfaction	5.0	5.0	4.6
earnings satisfaction	4.4	4.4	4.1
security satisfaction	4.8	4.8	4.7
work type satisfaction	4.9	4.9	4.6
work hours satisfaction	4.9	4.9	4.7
work time satisfaction	5.0	5.0	4.7
work environment satisfaction	4.8	4.8	4.6
distance to work satisfaction	5.0	5.0	4.7
<i>Changes in satisfaction</i>			
overall job satisfaction	-0.05	-0.05	-0.27
earnings satisfaction	-0.01	0.00	-0.17
security satisfaction	0.03	0.04	-0.08
work type satisfaction	-0.04	-0.03	-0.17
work hours satisfaction	-0.02	-0.01	-0.15
work time satisfaction	-0.03	-0.02	-0.13
work environment satisfaction	-0.04	-0.04	-0.10
distance to work satisfaction	-0.02	-0.03	0.08
<i>Other characteristics</i>			
public sector	0.41	0.42	0.34
wage	12,650	12,666	12,281
tenure	7.9	8.1	3.4
health (ranked 1-5)	1.6	1.6	1.4
hours per week	37.4	37.3	37.9
age	40.6	40.9	33.2
# obs	15,921	15,278	643

Note: Change in satisfaction from t to $t+1$.

job satisfaction and satisfaction with various job domains than individuals who do not quit. Two, respondents who quit (column 3) seem to be young, healthy, have low tenure and be less prone to work in the public sector – compared to individuals who do not quit during the years covered by our sample.

Three, among the domain characteristics, *Earnings Satisfaction* is generally at a lower level than all the other satisfaction domains.

As mentioned above, the standard errors are quite large and the differences in descriptive statistics observed across groups are therefore not significant.

4. Econometric analysis

In this section we briefly describe the model, which is used to estimate determinants for whether an individual chooses to quit or not.

The data set applied includes employees only, i.e. self-employed are not included. Data are right censored since we don't necessarily observe the end of the employment spell during the 7 years of observations. Furthermore, we allow individuals to have more than one spell of employment. This rests on the assumption that the individual random effects included in the model capture the higher propensity to quit, which these individuals seem to have.

At each point in time a person is faced with a binary choice of whether to quit or not. Applying a logit model to estimate this binary choice the probability of quit can be written as

$$P(\text{quit} = 1 | X_{it}, c_i) = \Lambda(X_{it}\beta + c_i), t = 1, \dots, T$$

Where i is an index across individuals; c_i is an unobserved individual specific random effect; X_{it} is a vector including observable variables for person i in period t ; and β is a vector of parameters. Λ signifies the logit model, i.e.

$$\Lambda(X_{it}\beta + c_i) \equiv \frac{\exp(X_{it}\beta + c_i)}{1 + \exp(X_{it}\beta + c_i)}$$

Assuming the individual random effects follow a normal distribution, i.e. $c_i \sim N(0, \sigma_c^2)$, allows the unobserved effects to be integrated out. The likelihood contribution of an individual i that stays in the same job for T periods can be written as⁵

$$P(\text{quit}_{iT_i} | X_{i1}, \dots, X_{iT_i}) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{e^{-c_i^2 / 2\sigma_c^2}}{\sqrt{2\pi\sigma_c}} \left\{ \prod_{t=1}^{T_i-1} Pr(\text{quit}_{it} = 0) \times Pr(\text{quit}_{T_i}) \right\} dc_i$$

where

$$P(\text{quit}_{it} = 0) = \frac{1}{1 + \exp(X_{it}\beta + c_i)}$$

and

$$Pr(\text{quit}_{T_i}) = \frac{\exp(X_{iT_i}\beta + c_i)}{1 + \exp(X_{iT_i}\beta + c_i)} \text{ if the individual quits in period } T$$

5. See Wooldridge, 2002, ch. 15 for details.

$$Pr(\text{quit}_{T_i}) = \frac{1}{1 + \exp(X_{it}\beta + c_i)} \text{ if the observation is right censored}$$

The functional form of the likelihood of the random effects logit model implies that the random effects are assumed to be independent of the observed explanatory variables (i.e. the likelihood is assumed to be separable). Since the integral runs from minus infinity to infinity we apply the Gauss-Hermite quadrature to integrate out the individual random effects, Butler and Moffitt (1982).

As is usual in a panel setting, one can treat the individual effects as either random or fixed. The random effects specification may be criticised for neglecting the potential correlation between the random effects and the explanatory variables. However, in dichotomous models such as probit models the inconsistency of the estimation of the fixed effects resulting from typical panel dimensions (i.e. small T and large N), may lead to biased parameter estimates, Hsiao (1996). As an alternative specification we therefore estimate the same model as above but with the Mundlak correction included, Mundlak (1978). One advantage of this model compared to a fixed effects model is that it allows estimation of time-invariant parameters such as gender and education.

The Mundlak correction amounts to including the individual mean of the variables that may be correlated with the individual random effects. For instance, wages are likely to be correlated with the individual random effect whereas, e.g., age is *not* a candidate since individuals grow older independently of personal traits. Hence, for some of the explanatory variables the individual effect is extended to:

$$c_i = \bar{x}_i\gamma + \eta_i$$

In doing this we implicitly assume that the regression function $E(c_i | \bar{x}_i)$ is actually linear, and that η_i has a specific probability distribution, Hsiao (1996). The results of these extended regressions are shown in the appendix.

Reporting error is generally an issue when working with survey data and especially when working with subjective data. There are many reasons for this. For instance, errors in subjective data can be cognitive (ordering of questions; phrasing of questions; scales applied; low mental effort). Or errors might be due to social desirability (respondents' report what is politically correct), non-attitudes, or it may be that the subjective response is context dependent and only adhere to a relative situation.⁶ However, as noted by Bertrand and Mullainathan (2001) measurement error is much more of an issue when

6. See Bertrand and Mullainathan (2001), Schwarz and Strack (1999), Frey and Stutzer (2002)

subjective measures, such as job satisfaction, are used as the dependent variable than when they are used as independent variable as we do here.

Errors in categorical variables usually result in *classification* error, which can never be classic since respondents are limited by upper and lower categories as a result of mean-reversion, Aigner (1973). However, job satisfaction is only conceptualized as categorical, while it is implicitly assumed that there exists an underlying continuous level of satisfaction. In this case regression models are still linear in the latent variable and the errors may be still be classic, cf. Bound et al. (2001, p. 3733). In brief, although we work with subjective data we do not believe measurement error is much of a problem in our analysis.

Another concern is that some of the explanatory variables, for instance job satisfaction and wage, might be endogenous and hence should be treated in a simultaneous system of equations. Again, this is mainly a problem when job satisfaction is used as the dependent variable, in which case wages for instance are likely to be endogenous. As noted in the introduction, job satisfaction is likely to capture a multitude of factors some of which intrinsically psychological while others are objective but unobserved (organisation of work, physical work conditions), which gives job satisfaction a systematic exogenous variation. Hence, although endogeneity may still be of some concern we follow the approach usually taken in this literature and do not treat this problem any further.

5. Estimation results

Parameter estimates from random effects logit models are given in Table 2, overleaf. The variable of main interest is job satisfaction, which is seen to be very significantly negative, i.e. the higher job satisfaction the lower the probability of quit. Various different specifications of this variable have been tested, including the simple job satisfaction score (assuming cardinality), dummies for various satisfaction levels and transformation of the variable into a *z*-score.⁷ Here we use the *z*-score since it conveys the information in just one parameter- similar results are obtained from other specifications.

The other parameter estimates reveal that age and tenure, as expected, very strongly help in explaining quit behavior. The youngest age group has a much higher probability of quit than the reference group of 30-49 year olds while the older age group has a significantly lower probability of quit. The longer the tenure the lower the probability of quit. Firms with 100 employees or more are likely to have an internal labour market within the firm and this is probably the reason why the probability of quit is lower for

7. The *z*-score transformation amounts to a rescaling to a unit normal distribution (or some other symmetric probability distribution). This is done by subtracting the mean job satisfaction from any given response and dividing by the standard deviation. This procedure yields a continuous variable, Freeman (1978).

large firms. People who own their home as opposed to being tenants are expected to be less mobile and this results in a significantly lower probability for owners to quit their job.

Finally, females are seen to be significantly less prone to quit. These other results are in accordance with results in Frederiksen and Westergaard-Nielsen (2006).⁸

Contrary to results from studies on British and German data we find no significant effect from the level of wages on the probability of quit. This is most likely because the Danish net wage distribution is very equally distributed. This does not necessarily mean that wages don't affect quit behavior in Denmark. The relevant parameter might be the relative wage compared to the wage level in the same firm rather than the level of the wage as such. Bingley and Westergaard-Nielsen (2006) show that the relative wage difference between the current wage and a potential wage is important for the mobility decision.

When the Mundlak corrections are introduced (cf. Table 6 in the appendix) the above results generally still holds. One exception though is that quits are shown to increase with the individual's mean permanent wage level so that individuals with higher wage levels are more prone to quit. The current (transitory) wage level is still found not to have any significant effect on the propensity to quit. This result may appear surprising but is in line with Bingley and Westergaard-Nielsen (2006) who find that a major source for wage increases is that people change their job. Hence, individuals who frequently quit are likely to be at a relatively high wage level.

The number of children and the dummy variable for small children (under 12 years old) are insignificant for the overall regression including all individuals. Looking at the gender specific estimates reveals that the probability of quit is significantly lower for men from a household with children than with no children. The same stabilizing effect from children is not seen among women. Another gender difference is that the firm size effect only adheres to women while it is insignificant for men. Apart from these two differences the estimates for men and women are generally very similar.

As previously mentioned attrition is rather severe in the ECHP data. This, however, does not in itself mean that the results suffer from attrition bias. To test for attrition *bias* resulting from attrition some variable addition tests were conducted following Verbeek and Nijman (1992). This involves including separately, dummy variables for whether the individual is present in the next wave, present in all waves and a variable measuring the total number of waves each individual contributes to the unbalanced panel. These tests typically have low power and may not necessarily purge the estimates of bias due to attrition (Verbeek 2000). The results show that indeed sample attrition

8. About 4 percent of the observations are part-time workers. Excluding these has no qualitative impact and very little quantitative impact.

Table 2. *Quit and overall job satisfaction, probability model.*

Quit	All		All		Men		Women	
	Coef	Std Dev	Coef	Std Dev	Coef	Std Dev	Coef	Std Dev
Job satisfaction								
Age below 30	-0.625 ***	0.079	-0.505 ***	0.073	-0.514 ***	0.098	-0.525 ***	0.110
Age above 49			0.504 ***	0.112	0.499 ***	0.143	0.566 ***	0.181
Cohabitant/married			-1.051 ***	0.218	-1.031 ***	0.287	-0.992 ***	0.337
Female			0.118	0.114	0.112	0.150	0.150	0.187
			-0.211 **	0.104				
Number of Children			-0.053	0.069	-0.177 *	0.098	0.086	0.099
Children under 12 (dummy)			-0.237	0.149	-0.458 **	0.205	0.025	0.221
<i>Ln</i> (wage)			0.159	0.205	0.220	0.248	0.037	0.374
<i>Ln</i> (hours per week)			0.013	0.283	0.048	0.396	0.086	0.437
Primary/lower secondary education			-0.122	0.134	-0.015	0.160	-0.411	0.253
More than secondary education			0.165	0.115	0.058	0.163	0.252	0.168
Public sector (dummy)			-0.061	0.110	-0.225	0.166	0.113	0.159
Manager/Professional			0.120	0.133	0.173	0.181	0.101	0.202
Blue collar			0.096	0.115	0.043	0.158	0.149	0.177
Firm size below 20 employees			-0.024	0.113	-0.122	0.149	0.156	0.180
Firm size 100 employees or more			-0.225 *	0.117	-0.128	0.146	-0.357 *	0.203
Tenure 0-1 year			1.108 ***	0.144	1.288 ***	0.190	0.822 ***	0.230
Tenure 1-4 years			0.491 ***	0.123	0.649 ***	0.168	0.259	0.184
Tenure 11-15 years			-0.830 ***	0.222	-0.870 ***	0.317	-0.783 **	0.311
Tenure 16 years or more			-1.007 ***	0.254	-1.276 ***	0.414	-0.883 ***	0.328
Owner of residence			-0.194 *	0.102	-0.259 **	0.131	-0.121	0.166
Permanent contract			-0.091	0.144	-0.248	0.181	0.117	0.244
Year dummies	No	Yes	Yes		Yes		Yes	
Constant	Yes	Yes	Yes		Yes		Yes	
Number of individuals	3754	3754	3754		1934		1818	
Number of observation	12478	12478	12478		6476		6002	
Log likelihood	-2236.02	-2046.32	-2046.32		-1140.65		-892.22	

Note: * significance at the 10% level; ** significance at the 5% level; *** significance at the 1% level.

does appear to be present, in that all three indicators have significant parameter estimates. However, when we condition the sample on individuals that are presented in the sample in at least 6 out of the possible 7 periods we obtain results virtually identical to the results presented in Table 2.⁹

Following Clark (2001) the overall job satisfaction variable was substituted with various satisfaction variables for various job domains. By comparing the log-likelihood value we are able to rank which satisfaction parameter yields the highest likelihood and hence reveals most about the quit probability. In this manner we obtain a ranking of what matters in a job.¹⁰

Overall job satisfaction should encompass all aspects of a job and one should therefore expect this variable to be better in explaining quits than the various domain satisfaction variables. This is also the case when all individuals are included in the estimation as well as when the model is estimated across sub-groups of individuals – with a few exceptions (Appendix, Table 5).

Overall, the most important job domain is found to be satisfaction with Type of Work. This is also the most important job domain for all sub-groups (gender, age and education) except the lowest educated, cf. Table 3. Satisfaction with Earnings is generally found to be the second most important job domain despite the insignificant wage parameter. Since wages and hours of work are among the job domains and at the same time included as explanatory variables we re-run the models without wage and hours worked (Appendix, Table 4). This only has a very minor impact on the satisfaction parameter estimates and the log-likelihood values but it does mean that the earnings domain for the regression including all individuals becomes marginally smaller than the domain Working Time. For the lowest skilled the Work Environment is ranked highest (even above overall job satisfaction).¹¹

In all but one category the *least* important job domain (column 3) is found to be satisfaction with job security, and this domain is found insignificant for all sub-groups. This finding is very different from a ranking of the most important job domain based on UK data, Clark (2001) – presented in the right-most column of Table 3. In UK, security satisfaction is generally found to be the *most* important satisfaction domain.¹²

Why is job security an issue in the UK and not in Denmark, where satisfaction with job security is insignificant for all sub-groups? This difference might be due to a lower level of unemployment insurance benefits in UK compared to DK while the level of turnover in Denmark and UK is of similar magnitude. If this is the case it means that

9. These results are available upon request.

10. This line of reasoning has the shortcoming that it doesn't take into account that certain job facets are complementary while others may be substitutes.

11. These results generally confirm results found by the Danish Ministry of Finance (2000).

12. The ranking is exactly the same when the Mundlak corrections are included.

Table 3. Ranking of job satisfaction domains, by gender, age and education.

	Most important important	Second most important	Least important	UK, most important
All	Type of work	Earnings	Security	Security
Men	Type of work	Working time	Security	Security
Women	Type of work	Earnings	Security	Initiative
Age below 30	Type of work	Working hours	Security	Initiative
Age 30 and above	Type of work	Earnings	Security	Pay
				Work itself
				Job security
More than secondary education	Type of work	Working hours	Security	na
Upper secondary education	Type of work	Earnings	Security	na
Lower secondary education or primary	Environment	Earnings	Distance	na

Note: »Most important« after overall job satisfaction with the exception of *More than secondary education* and *Lower secondary education or primary* where »most important« is more important than overall job satisfaction. For UK, people aged 30 are included in the youngest age category, i.e. age 30 and below. *Security* and *Distance* are generally found to be insignificant (for *Distance* with the exception of *Upper secondary education*).

there is an »invisible« benefit inherited in the welfare state insurance system because employees in Denmark don't worry about job security. This line of argument is usually left out of the economic debate about the welfare state, with exception of two studies: Clark and Postel-Vinay (2005) and Di Tella et al. (2003). Based on an analysis of cross-country repeated cross-section data Di Tella et al. find that an increase in the generosity of unemployment benefits helps the well-being of the unemployed and employed by a similar amount. »...perhaps because the employed know they may in the future lose their jobs and the jobless know they may find a job« (pp. 821-822).

6. Conclusions

This paper is the first to study the link between job mobility and job satisfaction on Danish data. The main findings are twofold:

One, the results have confirmed that subjective data on job satisfaction are highly useful and convey a lot of information about unobserved job characteristics which matter in relation to the decision of whether to quit or not. Hence, inclusion of job satisfaction as a proxy for the unobserved factors significantly improves the explanatory power in a model of quit behavior. This is of importance for the HRM policy of a firm that wants to retain workers.

Two, ranking of more explicit job domains reveals that Type of Work is the most important job feature in Denmark and that Earnings are only second in importance. This does not preclude that earnings play an important role when an outside job offer is considered. This is opposed to the UK where Security is found to be the most important job satisfaction domain – while it is the least important job domain in Denmark. This indicates that the relatively high level of unemployment benefits in Denmark perhaps has the effect that employees worry less about their job security. Instead they have »the luxury« of mainly focusing on the quality of the type of job. This argument is usually not included in discussions about the future of the welfare state but does find support from similar findings by Clark and Postel-Vinay (2005) and Di Tella et al. (2003).

References

- Aigner, D. J. 1973. Regression with a Binary Independent Variable Subject to Errors of Observation, *Journal of Econometrics*, March, 1: 49-59.
- Appelbaum, E., P. Berg, A. Frost, and G. Preuss. 2003. The effects of restructuring on Low-Wage, Low-Skilled Workers in U.S. Hospitals, Ch. 3 (pp. 77-117) in *Low-Wage America: How Employers Are Reshaping Opportunity in the Workplace*, (eds): Eileen Appelbaum, Annette Bernhardt, Richard J. Murnane. The Russell Sage Foundation, 2003.
- Bertrand, M. and S. Mullainathan. 2001. Do People Mean What They Say? Implications for Subjective Survey Data, *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 91 (2), 67-72.
- Bingley, P. and N. Westergaard-Nielsen. 2003. Returns to tenure, firm-specific human capital and worker heterogeneity, *International Journal of Manpower*, Vol. 24, No. 7, 2003.
- Bingley, P. and N. Westergaard-Nielsen. 2006. Job Changes and Wage Growth over the careers of Private Sector Workers in Denmark, in (eds.) H. Bunzel, B. J. Christensen, G. R. Neumann and J-M. Robin: *Structural Models of Wage and Employment Dynamics*, Contributions to Economic Analysis, Vol. 275.
- Bound, J., C. Brown and N. Mathiowetz. 2001. Measurement error in survey data, Ch. 59 in Heckman, J. J. and Leamer, E. (eds.) *Handbook of Econometrics*, 5, 3705-3843.
- Butler, J. S. and R. Moffit. 1982. A computationally efficient quadrature procedure for the one-factor multinomial probit model, *Econometrica*, 50: 761-64.
- Clark, A. E. 2001. What really matters in a job? Hedonic measurement using quit data, *Labour Economics* 8: 223-42.
- Clark, A. E. and F. Postel-Vinay. 2005. Job Security and Job Protection«, WP available at <http://www.delta.ens.fr/clark/ClarkPV.pdf>.
- Clark, A. E., Y. Georgellis and P. Sanfey. 1998. Job Satisfaction, wage changes and quits: evidence from Germany, *Research in Labor Economics*, 17: 95-121.
- D'Addio, A. C., T. Eriksson and P. Frijters. 2003. An Analysis of the Determinants of Job Satisfaction when Individuals' Baseline Satisfaction Levels May Differ, *CAM WP No.* 2003-16.
- Di Tella, R., R. J. MacCulloch and A. J. Oswald. 2003. The Macroeconomics of Happiness, *The Review of Economics and Statistics*, 85: 809-27.
- Eurobarometer. 1997. Employment, unemployment and the quality of life – The employment on Europe survey 1996, Report prepared for the European Commission.
- Fredriksen, A. and N. Westergaard-Nielsen. 2006. Where did they go?, *forthcoming in Labour Economics*, also available as IZA Discussion Paper No. 414 (2003).

- Freeman, R. B. 1978. Job Satisfaction as an Economic Variable, *American Economic Review*, 68: 135-41.
- Frey B. G. and A. Stutzer. 2002. What can economists learn from happiness research?, *Journal of Economic Literature*, 40, 402-35.
- Hsiao, C. 1996. Logit and Probit Models ch. 16 in L. Mátyás and P. Sevestre, (eds.): *The Econometrics of Panel Data – A Handbook of the Theory with Applications*, Kluwer Academic Publishers, 1996.
- Kristensen, N. and E. Johansson. 2006. New Evidence on Cross Country Differences in Job Satisfaction Using Anchoring Vignettes, Working Paper 06-1, Aarhus School of Business.
- Lévy-Garboua, L., C. Montmarquette and V. Simonnet. 2001. Job Satisfaction and Quits: Theory and Evidence from the German Socioeconomic panel, *TEAM Working Paper*, 27:2001.
- Ministry of Finance. 2000. Motivation in the Danish Central Government Sector – Impetus for growth and innovation, Report by Personalestyrelsen, MoF, Denmark.
- Mundlak, Y. 1978. On the Pooling of Time Series and Cross-Sectional Data, *Econometrica*, 46: 69-85.
- Shields, M. A. and S. W. Price. 2002. Racial Harassment, Job Satisfaction and Intentions to Quit: Evidence from the British Nursing Profession, *Economica*, 69: 295-326.
- Schwarz, N. and F. Strack. 1999. Reports of subjective well-being: judgmental processes and their methodological implications. Ch. 4 in D. Kahneman, E. Diener and N. Schwarz, (eds.) *Well-being. The foundations of Hedonic psychology*, Russell Sage Foundation, New York.
- Verbeek, M. 2000. *A Guide to Modern Econometrics*. Wiley: Chichester.
- Verbeek M. and T. E. Nijman. 1992. Testing for Selectivity Bias in Panel Data Models. *International Economic Review* 33, 681-703.
- Ward, M. and P. Sloane. 2000. Non-pecuniary advantages versus pecuniary disadvantages: Job satisfaction among male and female academics in Scottish Universities, *Scottish Journal of Political Economy*, 47: 273-303.
- Wooldridge, J. M. 2002. *Econometric analysis of cross section and panel data*, The MIT Press, Cambridge.

Appendix

Table 4. Comparison of models with and without wage and hours of work per week, parameter estimates and log-likelihood values.

	Type of job satisfaction							Distance
	Overall	Earnings	Security	Type of work	Working hours	Working time	Environment	
<i>All, controlling for wages and hours</i>								
Satisfaction								
coefficient	-0.505	-0.134	0.009	-0.230	-0.096	-0.124	-0.112	-0.042
P-value	0.000	0.000	0.785	0.000	0.005	0.000	0.002	0.176
Log-likelihood	-2046.3	-2061.3	-2069.0	-2051.1	-2065.3	-2062.1	-2064.3	-2068.2
<i>All. Not controlling for wages and hours</i>								
Satisfaction								
coefficient	-0.501	-0.126	0.009	-0.227	-0.095	-0.123	-0.111	-0.043
P-value	0.000	0.000	0.789	0.000	0.006	0.000	0.002	0.166
Log-likelihood	-2046.7	-2062.5	-2069.2	-2051.6	-2065.5	-2062.3	-2064.5	-2068.2

Table 5. *Quits and job satisfaction domain, by gender, age and education.*

	Type of job satisfaction							
	Overall	Earnings	Security	Type of work	Working hours	Working time	Environment	Distance
<i>All</i>								
Satisfaction coefficient	0.505	-0.134	0.009	-0.230	-0.096	-0.124	-0.112	-0.042
P-value	0.000	0.000	0.785	0.000	0.005	0.000	0.002	0.176
Log-likelihood	-2046.3	-2061.3	-2069.0	-2051.1	-2065.3	-2062.1	-2064.3	-2068.2
Rank	1	3	8	2	6	4	5	7
Number of observations = 12478								
Number of individuals = 3754								
<i>Men</i>								
Satisfaction coefficient	-0.280	-0.097	-0.023	-0.234	-0.119	-0.159	-0.062	-0.026
P-value	0.000	0.043	0.581	0.000	0.011	0.000	0.195	0.519
Log-likelihood	-1140.7	-1151.6	-1153.5	-1143.3	-1150.5	-1147.1	-1152.8	-1153.4
Rank	1	5	8	2	4	3	6	7
Number of observations = 6476								
Number of individuals = 1936								
<i>Women</i>								
Satisfaction coefficient	-0.286	-0.183	0.051	-0.236	-0.071	-0.077	-0.175	-0.069
P-value	0.000	0.000	0.343	0.000	0.182	0.130	0.001	0.163
Log-likelihood	-892.2	-896.8	-902.4	-894.7	-902.0	-901.7	-897.8	-901.9
Rank	1	3	8	2	7	5	4	6
Number of observations = 6002								
Number of individuals = 1818								
<i>Age below 30</i>								
Satisfaction coefficient	-0.256	-0.052	-0.024	-0.211	-0.090	-0.065	-0.131	-0.064
P-value	0.000	0.368	0.650	0.000	0.102	0.211	0.021	0.199
Log-likelihood	-677.3	-684.9	-685.2	679.1	-684.0	-684.6	-682.8	-684.5
Rank	1	7	8	2	4	5	3	6
Number of observations = 2189								
Number of individuals = 1055								
<i>Age 30 or above</i>								
Satisfaction coefficient	-0.296	-0.182	0.023	-0.245	-0.099	-0.163	-0.096	-0.028
P-value	0.000	0.000	0.586	0.000	0.029	0.000	0.038	0.482
Log-likelihood	-1359.0	-1365.9	-1374.0	-1362.4	-1371.9	-1367.1	-1372.1	-1373.9
Rank	1	3	8	2	5	4	6	7
Number of observations = 10289								
Number of individuals = 2962								

Continued ...

continued ...

	Type of job satisfaction							
	Overall	Earnings	Security	Type of work	Working hours	Working time	Environment	Distance
<i>More than secondary education</i>								
Satisfaction coefficient	-0.522	-0.061	0.032	-0.291	-0.120	-0.089	-0.106	0.060
<i>P</i> -value	0.000	0.294	0.589	0.000	0.046	0.121	0.085	0.249
Log-likelihood	-779.0	-786.2	-786.6	-777.2	-784.8	-785.5	-785.3	-786.0
Rank	2	7	8	1	3	5	4	6
Number of observations = 4627								
Number of individuals = 1490								
<i>Upper secondary education</i>								
Satisfaction coefficient	-0.319	-0.176	0.024	-0.227	-0.140	-0.130	-0.079	-0.128
<i>P</i> -value	0.000	0.001	0.624	0.000	0.004	0.005	0.138	0.003
Log-likelihood	-936.5	-945.7	-951.2	-943.0	-947.4	-947.6	-950.3	-947.2
Rank	1	3	8	2	5	5	7	4
Number of observations = 5599								
Number of individuals = 2091								
<i>Lower secondary or primary education</i>								
Satisfaction coefficient	-0.239	-0.232	-0.077	-0.208	0.093	-0.130	-0.243	0.018
<i>P</i> -value	0.027	0.019	0.346	0.036	0.354	0.125	0.008	0.843
Log-likelihood	-306.8	-306.4	-308.8	-307.1	-308.8	-308.1	-305.7	-309.2
Rank	2	1	6	4	6	5	3	8
Number of observations = 2252								
Number of individuals = 898								

Note: Insignificant *p*-values in bold.

Table 6. Quit and overall job satisfaction, probability model with Mundlak corrections.

	All		Men		Women	
	Coef	Std Dev	Coef	Std Dev	Coef	Std Dev
Quit	-0.625 ***	0.079	-0.505 ***	0.073	-0.514 ***	0.099
Job satisfaction			0.504 ***	0.113	0.499 ***	0.145
Age below 30			-1.051 ***	0.218	-1.031 ***	0.288
Age above 49			0.118	0.115	0.112	0.152
Cohabitant/married			-0.211 **	0.107		
Female			-0.053	0.128	-0.177 *	0.168
Number of Children			-0.237	0.150	-0.458 **	0.206
Children under 12 (dummy)			0.159	0.342	0.220	0.416
<i>Ln</i> (wage)			0.013	0.483	0.048	0.613
<i>Ln</i> (hours per week)			-0.122	0.135	-0.015	0.162
Primary/lower secondary education			0.165	0.116	0.058	0.164
More than secondary education			-0.061	0.111	-0.225	0.168
Public sector (dummy)			0.120	0.134	0.173	0.184
Manager/Professional			0.096	0.116	0.043	0.160
Blue collar			-0.024	0.114	-0.122	0.150
Firm size below 20 employees			-0.225 *	0.117	-0.128	0.147
Firm size 100 employees or more			1.108 ***	0.144	1.288 ***	0.190
Tenure 0-1 year			0.491 ***	0.123	0.649 ***	0.169
Tenure 1-4 years			-0.830 ***	0.222	-0.870 ***	0.318
Tenure 11-15 years			-1.007 ***	0.254	-1.276 ***	0.414
Tenure 16 years or more			-0.194 *	0.102	-0.259 **	0.132
Owner of residence			-0.091	0.146	-0.248	0.183
Permanent contract			2.353 ***	0.412	2.484 ***	0.500
Mean <i>ln</i> (wage)			0.063	0.608	-0.537	0.817
Mean <i>ln</i> (hours per week)			-0.101	0.128	0.092	0.164
Mean number of children						
Year dummies	No	Yes	Yes	Yes		
Constant	Yes	Yes	Yes	Yes		
Number of individuals	3754	3754	1934	1818		
Number of observation	12478	12478	6476	6002		
Log likelihood	-2236.02	-2046.32	-1140.65	-892.22		

Note: * significance at the 10% level; ** significance at the 5% level; *** significance at the 1% level.

Table 7. Cleaning of the data set.

Condition (in the listed order)	Number of observations deleted due to this condition
keep if age 18-65	5,699
<i>drop if missing</i>	
education	391
job satisfaction	271
health	3
main activity	1
drop if main activity = working and individual also indicates being out-of-the-labour-force	6
drop if annual household income < 25,000 DKK	136

Studies of Personal Income Distribution in Denmark – A Critical Review

Christen Sørensen

Institut for Virksomhedsledelse og Økonomi, Syddansk Universitet, E-mail: chr@sam.sdu.dk

SUMMARY: The intention of this paper is to give both a constructive and critical review of studies of personal income distribution in Denmark with a focus on methodological topics. Three main questions always arise in such studies: (1) which income concept, (2) which time period – spanning from a one (year) period to a life cycle period, and (3) which unit should be considered. When reviewing studies of personal income distribution in Denmark, which have mainly been produced by two institutions, namely the Council of Economic Advisers and the Ministry of Finance, these three methodological topics are of primary interest. In this review it is furthermore especially the different implications of studies based on an annual versus a life cycle perspective that are in the forefront. It is shown that the redistributive effects of various tax and transfer instruments can be very different in an annual versus a life cycle perspective.

1. Introduction

The intention with this paper is to give both a constructive and a critical review of studies of personal income distribution in Denmark. Two institutions in Denmark, the Council of Economic Advisers (CEA) and the Ministry of Finance (MoF), have been major producers of such studies. Almost since its foundation in 1962 the CEA has been active in this field.¹ Since 1995 the MoF has also been very active in analysing the distribution of personal income in Denmark.

2. Three main problems

When analysing personal income distribution three main problems always arise:

1. The first study by the Council of Economic Advisers focusing on personal income distribution was published in 1967, see CEA (1967). The author of the present paper was first chairman of the Council of Economic Advisers from 1985 to 1988. Steen Jørgensen at the Council of Economic Advisers and Peter Bach-Mortensen and his staff at the Ministry of Finance have kindly given me information about the studies reviewed and corrected earlier versions. Very valuable comments and suggestions have been given by two anonymous referees. A more detailed version of this paper can be found on the author's homepage: www.sam.sdu.dk/staff/chr

which income concept should be applied, which time period – spanning from a one year period to a life cycle period – should be applied and which unit should be used: an individual unit or a household unit? Consumption possibilities and consumption are the two polar income concepts in the analysis of personal income distribution. In a life cycle study which concept is used is not absolutely essential, as inheritance given and received is typical of minor importance, but in a one period analysis the choice can be very important as demonstrated by Cutler and Katz (1991) and Goodman, Johnson and Webb (1997). Cutler and Katz show that the Gini coefficient for USA in 1988 with consumption possibilities and consumption as income concepts are respectively 0.408 and 0.348. As consumption is invariably more evenly distributed than consumption possibilities over the life cycle, the Gini coefficient for consumption will always be lower than the Gini coefficient for consumption possibilities based annual data.

Danish studies of personal income distribution based on annual data are reviewed in section 3, while Danish studies of personal income distribution in a life cycle perspective are discussed in section 4. In section 5 a conclusion to the analysis is provided.

3. Studies using annual data

Since 1995 the MoF has been very active and innovative in analysing personal income distribution in Denmark based on annual data.² The Ministry's effort began with Finansredegørelse 95.³ Redistribution effects of direct taxes and transfers in the period 1983-92 were the primary focus of Finansredegørelse 95. The 1995 analysis was followed up upon in Finansredegørelse 96, which also included research into distributional effects of public consumption.

Innovative methodological progress was also a characteristic of Finansredegørelse 97. In this report two inequality indices from the Generalized Entropy family of indices, E_0 and E_2 , were used alongside the traditionally used inequality index, the Gini index. By decomposing the measured inequality among subgroups in the population considered and in components of the income concept considered, E_0 and E_2 have more desirable attributes than the Gini index, see table 1.

The main focus in various studies since 1995 of the personal income distribution in Denmark by the MoF – based on yearly data – can be seen from table 2.

In all studies referred to in table 2, data on which the MoF has based its research have been derived from a 3.3 percent sample. Data in the sample, eg the income components, are mainly from individual tax declarations. Since taxable income in Denmark

2. Of course the results of these analyses have also been compared with e.g. OECD studies from other countries.

3. The Danish designation »Finansredegørelse« for the annual published »Medium Term Economic Survey« of the Ministry of Finance is used throughout this paper. Similarly the Danish designation »Fordeling og incitament« of »Distribution and Efficiency« for the 2002 and 2004 publications from the Ministry of Finance is also preserved throughout this paper.

Table 1. The Generalized Entropy Family.

The single members of the Generalized Entropy Family is characterised by the parameter c :

$$E_c = \frac{1}{Nc(c-1)} \cdot \sum_{i=1}^N \left[\left(\frac{x_i}{\mu} \right)^c - 1 \right], c \neq 0,1$$

$$E_0 = \frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^N \ln \left(\frac{\mu}{x_i} \right), c = 0$$

$$E_1 = \frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^N \left[\left(\frac{x_i}{\mu} \right) \cdot \ln \frac{x_i}{\mu} \right], c = 1$$

$$E_2 = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{\mu^2} \cdot \frac{1}{N} \cdot \left(\sum_{i=1}^N (x_i^2 - \mu^2) \right) = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{\mu^2} \cdot \frac{1}{N} \cdot \left(\sum_{i=1}^N (x_i - \mu)^2 \right) = \frac{1}{2} \cdot \frac{\sigma^2(X)}{\mu^2}$$

where: N : number of persons/units
 x_i : income of person no. i
 μ : mean income
 σ^2 : variance of income

All members of the Generalized Entropy Family can be decomposed into subgroups of the total population N , and E_2 can – under the Shorrocks conditions, Shorrocks (1982, 1983) – unambiguously be decomposed according to income elements.

Source: Sørensen (1999, chapter 3) and Shorrocks (1982, 1983).

is based on the income concept consumption possibilities – although there are major exceptions: eg capital gains on private houses are often tax exempt, contributions to pension savings can often be deducted etc. – it is in principle this income concept on which the studies by the MoF are based. However, as will be documented in the following, the Ministry's delineation of the income concept in the various studies has not until recently followed a clear theoretical line, even given the limitations of the data.

3.1 The income concept in the various studies

In all studies from 1995 to 1998/99, private income is the basic income concept when studying personal income distribution in the Ministry.

In Finansredegørelse 95 and 96 private income is calculated as the sum of wages, surplus from business, income from financial and real assets, including surplus of owner-occupied housing, etc. Surplus from business activities is calculated excluding interest cost (net), but nevertheless interest income (net) is included in business income. And when calculating interest (net), all types of interest are included, accor-

Table 2. Main focus of the studies since 1995 by the Ministry of Finance of personal income distribution based on annual data in Denmark.

Finansredegørelse 95	Redistribution effects of direct taxes and transfers in the period 1983-92. Most analyses use 1992 data.
Finansredegørelse 96	Redistribution effects of direct taxes, transfers, and public consumption in the 1983-94 period. Most analyses use 1994 data, since public consumption as an element of personal income is only calculated for 1994.
Finansredegørelse 97	Redistribution effects of direct taxes and transfers in the 1983-95 period. Emphasis on change in personal income distribution from 1983 to 1995.
Finansredegørelse 98/99	Redistribution effects of direct taxes, transfers, and individual public consumption over the 1983-96 period. Most analyses use 1994 data, since individual public consumption as an element of personal income is only calculated for 1994.
Finansredegørelse 2000	Redistribution effects of direct taxes, transfers, indirect consumption taxes and public consumption in the 1983-97 period. Most analyses use 1997 data, as eg indirect consumption taxes and public consumption are only calculated for 1997.
Finansredegørelse 2001	Redistribution effects of direct taxes and transfers in the 1983-98 period.
Fordeling og incitamentter 2002	Redistribution effects of direct taxes, transfers, indirect consumption taxes and public consumption over the 1983-2000 period. Most analyses use 2000 data, as indirect consumption taxes and public consumption are only calculated for 2000.
Fordeling og incitamentter 2004	Redistribution effects of direct taxes and transfers over the period 1983-2002. Emphasis on change in personal income distribution from 1983 to 2002. In this publication the MoF also published results of a life cycle study of personal income distribution in Denmark, see section 4.3.2.

dingly no distinction between private interest and business interest components has been made. Direct taxes are calculated after deduction of interest cost (net) even though interest cost (net) are excluded.

In Finansredegørelse 96 not only is individual public consumption added when disposable income including public consumption is calculated for a household. Collective public consumption – of public goods – calculated as a lump sum amount, is included although it is not theoretically meaningful to allocate collective public consumption, eg consumption of public goods, to individual households.

In Finansredegørelse 97 private income is calculated in the same way as in the two previous studies with one exception. In Finansredegørelse 97 private income is reduced by business interest cost (net). Other interest cost (net) – so-called private interest cost (net) – are, however, still excluded from private income in Finansredegørelse 97. This different treatment of so-called business and private interest cost (net) is justified in this way: »private interest cost is a consequence of a *decision to consume* (accordingly

these costs shall not influence the calculation of income), while business interest cost is a consequence of *a decision to make income*. Then business interest cost, as an integrated element of the creation of income, ought to be deducted in the calculation of income ... Attention is directed towards the fact that the filed direct taxes are a consequence of all interest cost,« Finansredegørelse (1997, p. 160).

As follows from this quotation, the exclusion of private interest cost (net) is seen as a consequence of their connection to consumption behaviour. If this argument is followed consistently, interest income (net) also has to be excluded, as consumption behaviour also affects positive saving which again gives rise to a positive income element in the form of interest. Furthermore, the literature on income concepts, including the tax literature on the same subject, provides no evidence for excluding so-called private interest cost (net) from the calculation of consumption possibilities in a one period analysis, which is the type of investigation made by the Ministry of Finance.⁴ Accordingly, I have to conclude that all interest – be it positive or negative, private or business – has to be included in the calculation of consumption possibilities in a one period analysis. In both Finansredegørelse (1996, p. 271) and in Finansredegørelse (1997, p. 132 and p. 139) one can detect examples where my conclusion regarding the treatment of interest has been addressed, but the exception proves the rule.

One also has to substitute the politically defined imputed rent on owner-occupied housing, which is used for calculating taxable income, with an economically correct assessment of the rental value of owner-occupied housing. Such an assessment can only be given as a rough estimate. Often this correction is not carried out. This omission may explain why private interest cost (net) is not deducted.

In Finansredegørelse 98/99 only individually assignable public consumption is added in order to calculate disposable income including public consumption. The theoretical error in Finansredegørelse 96 has thus been corrected.

Income from the market is the income concept that redistribution analyses are based on in Finansredegørelse 2000 and 2001. Income from the market is the sum of wages, business income, pensions (net) – (including private schemes), and positive capital income (net), which includes an imputed value of the rental value of owner-occupied housing (calculated as 4 percent of the value of the housing).⁵ Whereas only interest cost (net) were excluded in order to calculate personal income in Finansredegørelse 95 and

4. In a life cycle investigation one can exclude interest (both positive and negative). When doing this, transfers and direct taxes, which are dependent on income, must be recalculated, see Sørensen (1999, chapter 5).

5. It has been suggested – by Steen Jørgensen at the Council of Economic Advisers – that instead of using a constant percentage in calculating the value of owner-occupied dwellings, a variable percentage based upon interest rates on house bonds should be applied. From a purely theoretical point of view I have to agree. But due to very high transaction costs in buying and selling dwellings, this is also an unsatisfactory procedure, as the consumption of services from dwellings is not very often adjusted in accordance with variations in interest cost.

96, now all capital cost (net) are excluded. Again in my opinion – and in accordance with the literature on income concepts – this is a clear mistake. All capital income – be it positive or negative, private or business – has to be included in the calculation of consumption possibilities in one period analyses such as those in both *Finansredegørelse 2000* and *Finansredegørelse 2001*.

In *Finansredegørelse 2000* public consumption has been added and indirect consumption taxes have been subtracted when calculating the final income concept, which is consumption possibilities. Again it is rather astonishing that not only individual public consumption, but all public consumption, is allocated to the individual households. As in *Finansredegørelse 96* collective public consumption has been allocated as a lump sum to all adults. Again it is not meaningful to allocate collective public consumption, eg consumption of public goods, to individual households.

Finally, in *Fordeling og incitament 2002* two previously raised criticisms of the definition of income have been addressed. All interest – be it positive or negative, private or business – is included in the calculation of disposable income and the politically determined taxable value of owner-occupied housing has been substituted by a value determined by economic considerations (calculated as 4 percent of the value of the owner-occupied dwellings).⁶ However still all public consumption is included in the calculation of personal consumption possibilities.

From an economic point of view only individually assignable public consumption should be taken into account when calculating personal consumption possibilities including benefits from public consumption. In *Fordeling og incitament 2004* this subject does not arise, as consumption possibilities are not calculated.

3.2 Units and weights

For the purpose of analysing consumption possibilities the household is the appropriate unit. This immediately gives rise to an important question: how do consumption possibilities depend on the size and composition of households? In practice equivalence scales are used to mitigate this problem. The Ministry of Finance has until recently primarily used the modified OECD scale:

$$N = (\text{number of adults})^{0.8} + 0.5 (\text{number of children})^{0.8} \quad (3.1)$$

This »translation scale« of course does the job of transforming household income into the equivalent income per unit.

However, a weighting problem still remains. Which weight should be assigned to a household in the calculation of Gini indices and the like? There are at least the fol-

6. This substitution was also carried through in *Finansredegørelse 2000* and *2001*.

Table 3. Gini index as dependent on equivalence scales and weight assigned to households using Dutch data from 1987.

Equivalence scale ^a $N = S^E$	Weight assigned to households	
	1	Number of adults
$E = 0$	31.0	29.8
$E = 0.5$	27.4	26.8
$E = 1$	28.7	28.3

Note: a. E is the elasticity of N with respect to S (S : number of persons in the household).

Source: OECD (1995, p. 70).

lowing apparent four possibilities illustrated for a household with two adults and three children:

- 1 : households are used as weighting criterion
- 2 : the number of adults is used as weighting criterion
- N : units defined by the equivalence scale are used as weighting criterion. For a household with two adults and three children the modified OECD equivalence scale defines a weight equal to 2.95, eg $N = 2.95^7$
- 5 : the number of persons is used as weighting criterion.

In OECD (1995, p. 70) it has been shown by an example using Dutch data for 1987 how dependent the Gini index is on equivalence scales and the weight assigned to households, see table 3. As can be seen in table 3, the maximum difference between the various Gini indices is 4.2.⁸ By comparison, the maximum difference between 27 OECD countries excluding the four with the lowest and highest Gini indices is 9.6, see Förster and Mira d'Ercole (2005). This illustrates the importance of the weighting problems.

However, in *Fordeling og incitament* 2004 the MoF shifted to the following equivalence scale:

$$N = (\text{number of adults} + \text{number of children})^{0.6} \quad (3.2)$$

Accordingly, two changes were implemented. First, adults and children were given the same weight in the equivalence scale, and second the exponentiation was reduced from

7. This procedure has been applied when subsidies to dwellings cost are distributed in deciles in: Det økonomiske Råd. Formandskabet 2001. *Dansk Økonomi, forår 2001*. København. In English: Chairmanship of the Council of Economic Advisers 2001. *Danish Economy, spring 2001*. Copenhagen.

8. Atkinson (1998, pp. 2-17) has shown the importance of the choice of equivalence scale in comparing relative poverty in France and the UK.

Table 4. Necessary income if members of various households shall obtain the same equivalence income as a household of a single adult. Index for a household with a single adult and no children = 100.

	1 child	2 children	3 children	4 children
<i>Equivalence scale (3.1):</i>				
1. One adult (100)	150	187	220	252
2. Two adults (174)	224	261	295	326
<i>Equivalence scale (3.2):</i>				
3. One adult (100)	152	193	230	263
4. Two adults (152)	193	230	263	293
<i>Relative scale of economics:</i>				
5. (3) in percent of (1)	101	103	105	104
6. (4) in percent of (2)	86	88	89	90

0.8 to 0.6 to give room for more economies of scale. For households with one adult, larger economies of scale will, however, only materialise if the number of children surpasses 12, as children are given only half weight in the additive setup in (3.1). So while economies of scale have increased for households with two adults, they have for all practical purposes decreased for households with one adult. The implication of this change in the equivalence scale is furthermore illustrated in table 4.

From rows 5 and 6 in table 4 it is seen that the change of equivalence scale has increased the economies of scale for two-adult households, while the economies of scale has been reduced for one-adult households.

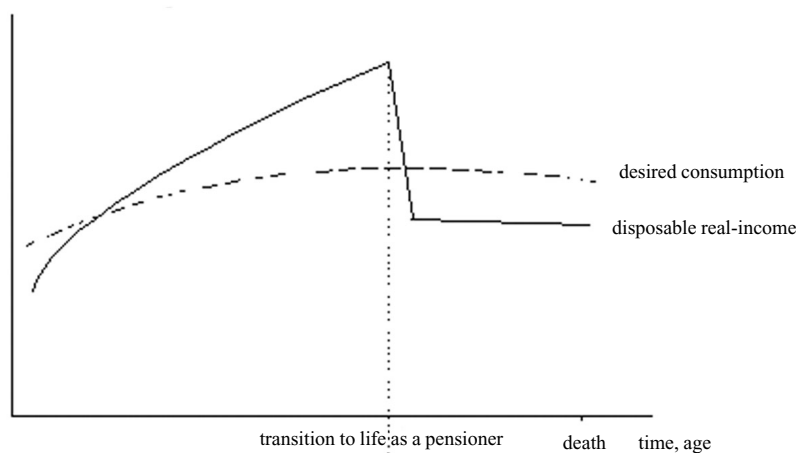
The motivation for this change in the equivalence scale is found in studies of household expenditure for a number of different types of Danish households, see chapter 5 in *Fordeling og incitament* 2004.

To obtain a more precise picture of especially low income problems, eg poverty, the definition of the household unit was also changed in *Fordeling og incitament* 2004. In earlier studies the so-called C-household concept as defined by Statistics Denmark was relied upon. The D-household concept, also a household concept defined by Statistics Denmark, was the chosen unit in *Fordeling og incitament* 2004. The difference between these two household concepts is that individuals aged 18 or over, who still live with their parents, are considered as independent households in the C-definition while in the D-definition, these individuals are included in their parents' household, which is obviously a more correct procedure when studying poverty problems and the like.

In chapter 5 in *Fordeling og incitament* 2004 the implication of these two shifts has been investigated.⁹

9. The main result is: over time the profile of the Gini index is more or less the same, while the level of the Gini index the mid 1980s has increased, see also figure 2.

income and consumption



wealth

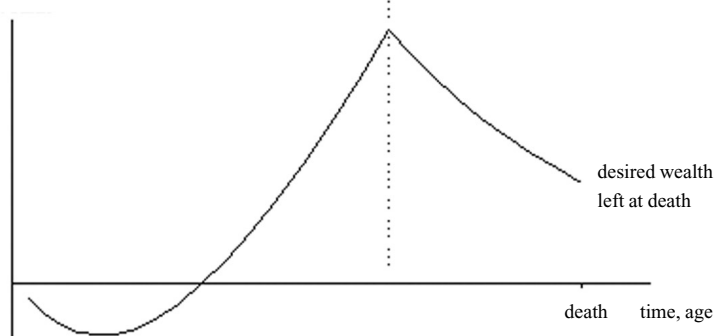


Figure 1. Income, consumption and wealth over the life cycle. A stylized example.

3.3. Results from studies using annual Danish data

From the life cycle hypotheses it follows that income, consumption, saving and wealth are related. It also follows from the life cycle hypothesis that a person's rank in the income distribution can be quite different according to which measure of living standard is used, be it income, consumption or wealth, see figure 1.

Accordingly, when presenting results from studies based on annual data these should either be presented for various rather narrow age groups, or some standardisation for age should be used. For income and consumption an age interval of 35-49 seems appropriate, whereas an age interval of 55-65 seems appropriate when distribution of wealth is considered.¹⁰

10. This topic is analysed more thoroughly in Sørensen (1999, chapter 4).

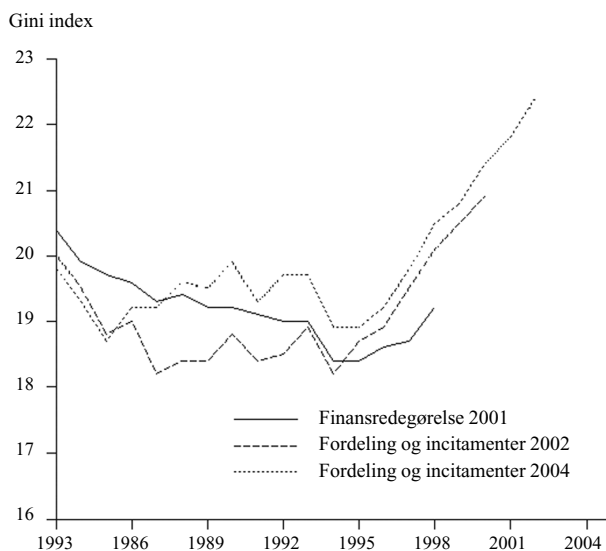


Figure 2. The Gini index since 1983 for the 25-59 year age group.

Sources: Finansredøgørelse 2001, p. 160 and Fordeling og incitament 2002, p. 44, and Fordeling og incitament 2004, p. 56.

In the following presentation of stylised facts from income distribution studies using Danish data, the following three topics are considered: (1) development since 1983, (2) poverty, and (3) aspects of the income distribution in 2000.

3.3.1 Development since 1983

Figure 2 presents the Gini index from 1983-2002 for the 25-59 year age group.¹¹

The following characteristics should be noted:

- the Gini index in Denmark is among the lowest in the world,
- after a period from 1983 to the middle of the 1990s in which it fell steadily, the Gini index in Denmark has been increasing,
- the Gini index in Denmark is dependent on the inclusion or exclusion of negative capital income (net). In Finansredøgørelse 2001 negative capital income (net) was excluded, while all capital income, be it negative or positive, was included in Fordeling og incitament 2002 and Fordeling og incitament 2004.

The difference between the Gini index in Fordeling og incitament 2002 and Fordeling og incitament 2004 follows from the change of the equivalence scale and the

11. As mentioned I would have preferred a narrower age group.

household unit (from C-units to D-units). It has already been concluded in section 3.2 that this change has only minor effects on the profile of the Gini index, while the level of the Gini index since the mid 1980s has increased, as can also be seen from figure 2.

3.3.2 Poverty

In the following, people living in poverty are defined as people living in families with an equalised disposable income less than half of the median income.¹² 5.5 percent of Danes were living in relative poverty in 2000. However, this figure exaggerates the number of people living in relative poverty in Denmark.

One main reason for this is that individuals of 18 years and over and living at home are considered to be an independent household in a C-household concept. Individuals living at home in eg the age interval 18-24 years are typically in education and are accordingly classified as relatively poor, although they may have relatively good consumption possibilities.

Another reason for considering 5.5 percent as an overestimation of relative poverty in Denmark is that only 3 percent of those who were classified as relatively poor in 1993 were constantly classified as relative poor in the eight-year period 1993-2000. This is only one example of the relatively high mobility in Danish income distribution.

The main reason for shifting to a D-household concept in *Fordeling og incitament* 2004 was to obtain a more proper picture of e.g. poverty. With a D-household concept children at an age of 18 years or more and living at home are considered to be a part of their parents' household. Based on a D-household concept it is found that 4.2 percent of Danes were living in relative poverty in 2002.

Stylized facts of relative poverty in Denmark are:

- compared with other OECD countries the poverty groups in Denmark are among the smallest. This also applies to children, as only 3.3 percent of Danish children aged below 18 years were living in relative poverty in 2002,
- the following groups have an over-representation in the poverty groups: young students living in their own household, self-employed people, immigrants and people living on public cash benefit for prolonged periods,
- people in the poverty groups have a high mobility in the Danish income distribution. After one year more than 50 percent have left the poverty groups. Only a minority – about 1 percent – stays permanently in the poverty group over a ten-year period. In a life cycle context (age: 18-90) only 0.1 percent belong to the poverty groups, see section 4.3.2.

12. This is the standard measure of relative poverty in an international context.

Table 5. Average consumption possibilities in DKK in the ten deciles for three age groups in 2000.

	Age intervals		
	25-59 age group	> 66 years	> 17 years
1 st decile	122,785	178,900	112,356
2 nd decile	153,126	152,810	147,115
3 rd decile	162,428	147,230	149,455
4 th decile	168,583	151,240	159,216
5 th decile	168,506	156,570	165,931
6 th decile	173,099	170,120	167,876
7 th decile	177,274	172,950	173,443
8 th decile	185,688	181,720	180,116
9 th decile	199,580	194,150	194,060
10 th decile	272,365	270,320	267,364

Note: In the distribution by deciles, households have been sorted according to equalised disposable income. That explains why income – as measured by consumption possibilities – does not necessarily increase with the number of deciles.

Source: Fordeling og incitament 2002, pp. 99-100.

3.3.3 Aspects of the personal income distribution in 2000

The following review of aspects of the Danish personal income distribution is primarily based on figures from Fordeling og incitament 2002 for the year 2000, as for this year the Ministry of Finance has also estimated the consumption possibilities for households by including public consumption and indirect consumption taxes.

The difference, see table 5, in 2000 between consumption possibilities in the 2nd decile and the 9th decile among households in the 25-59 age group is only slightly above 46,000 DKK, which means that the average income in the 9th decile is only 30 percent higher than in the 2nd decile. This equalisation is primarily the result of public consumption of health, old age care, education and child care, confer figure 3.

The redistribution effects of indirect consumption taxes and public consumption can also be expressed by the Gini index, see table 6.

From table 6 it appears that public consumption/public services only redistribute for people in the age interval 25-59 years. For persons above 66 years public consumption seems to give a more unequal distribution in 2000 – from a Gini index of 0.253 to a Gini index of 0.259. This unusual result is due to the fact that public consumption of health and old age care – as is also reflected in table 5 – elevates a number of old people from lower deciles according to disposable income to higher deciles according to consumption possibilities. In relation to public consumption such as hospital services etc. one has to take into account that consumption of such services does not follow from free choice, but are rather imposed as a consequence of illness, old age etc.

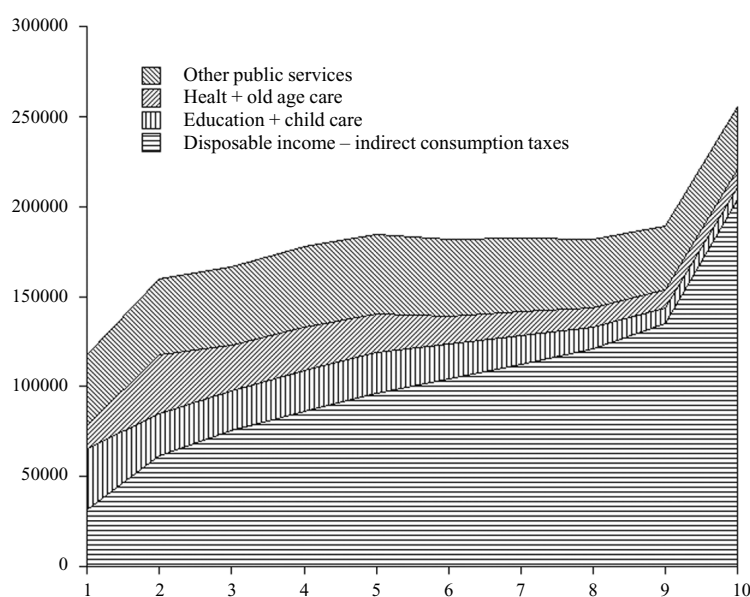


Figure 3. Average consumption possibilities in DKK – decomposed on (1) disposable income – indirect consumption taxes, (2) education and child care, (3) health and old age care, and (4) other public services – in the ten deciles for persons above 17 years in 2000.

Note: In the distributions on deciles, households have been sorted according to equalised disposable income.

Source: Fordeling og incitament 2002, p. 101.

Table 6. The Gini index for various income concepts for three age groups in 2000.

	25-59 years	Age intervals > 66 years	> 17 years
Earned income	0.357	0.669	0.460
Disposable income	0.209	0.203	0.235
Disposable income – indirect consumption taxes	0.248	0.253	0.279
Consumption possibilities	0.166	0.259	0.198

Source: Fordeling og incitament 2002, p. 102.

In Fordeling og incitament 2002 the redistribution effects of the following instruments: direct taxes, indirect consumption taxes, transfers and public consumption/public services are compared by:

Table 7. Absolute change in the Gini index – multiplied by a factor of 100 – for consumption possibilities in 2000, as various instruments in direct and indirect taxes are changed implying additional tax revenue of 100 million DKK.

	Without use of the additional tax revenue	Additional tax revenue applied as a lump sum grant to all
<i>Direct taxes:^a</i>		
The proportional rate	-0.16	-0.56
First additional tax rate (6 percent)	-0.69	-1.09
Second additional tax rate (15 percent)	-0.97	-1.37
<i>Indirect taxes:</i>		
Transport	-0.04	-0.44
Real property	0.03	-0.36
VAT	0.22	-0.18
Energy	0.27	-0.12
Environment	0.31	-0.08
<i>Lump sum tax</i>	0.40	0.00

Note: It can be observed that the Gini index is reduced by either 0.39/100 or 0.40/100, when the additional tax revenue is used as a lump sum grant. This is in full accordance with the observation in this table that a lump sum tax giving rise to an additional tax revenue of 100 million DKK increases the Gini index by 0.40/100. *a.* The proportional rate, first additional tax rate and second additional tax rate are designated bottom tax, middle tax and top tax in MoF (2003, p. 25).

Source: Fordeling og incitament 2002, p. 108.

increasing the tax revenue by 100 million DKK by every tax instrument be it a direct or an indirect instrument. Likewise every instrument in determining expenditure to public transfers and consumption is increased by 100 million DKK.

The impact incidence of these changes – which is measured by the absolute change in the Gini index – is calculated under two different assumptions:

- (1) without use of the increased tax revenue, and without financing of the increased expenditure,
- (2) with use of the increased tax revenue as an equal lump sum payment to all, and with financing of the increased expenditure either with a) a lump sum tax or b) different tax instruments (the proportional rate, first additional tax rate, second additional tax rate, VAT, real property taxes, transport taxes, energy taxes and environmental taxes).

Table 7 presents the results for the tax instruments, while table 8 presents the results for the expenditure instruments.

Table 8. Absolute change in the Gini index – multiplied by a factor of 100 – for consumption possibilities in 2000 as various instruments in public transfers and consumption/services are changed implying an additional expenditure of 100 million DKK.

	With financing of additional expenditure by:				
	Without financing of the additional expenditures	Lump sum taxation	Second additional tax rate	Real property tax	VAT
<i>Transfers:</i>					
State education grant	-1.65	-1.25	-2.62	-1.61	-1.43
Cash benefit	-1.21	-0.81	-2.18	-1.18	-0.99
Housing benefit	-0.89	-0.49	-1.86	-0.86	-0.68
Social pensions	-0.87	-0.46	-1.84	-0.83	-0.65
Unemployment benefit	-0.61	-0.21	-1.58	-0.58	-0.39
Family allowance	-0.60	-0.20	-1.57	-0.57	-0.38
Early retirement benefit	-0.53	-0.12	-1.50	-0.49	-0.31
Paid leave benefit	-0.45	-0.05	-1.42	-0.42	-0.23
Child benefit	-0.44	-0.04	-1.41	-0.41	-0.22
Lump sum transfer	-0.40	0.00	-1.37	-0.36	-0.18
<i>Public services:</i>					
Personal allowance	-1.23	-0.82	-2.20	-1.19	-1.01
Rest home	-1.11	-0.71	-2.08	-1.07	-0.89
Domestic assistance	-0.84	-0.43	-1.81	-0.80	-0.62
Adult education	-0.78	-0.37	-1.75	-0.74	-0.56
Housing subsidies	-0.74	-0.34	-1.71	-0.71	-0.52
Education	-0.65	-0.24	-1.62	-0.61	-0.43
Hospital	-0.55	-0.14	-1.52	-0.51	-0.33
Medical reimbursement	-0.53	-0.13	-1.50	-0.50	-0.31
Public transport	-0.51	-0.10	-1.48	-0.47	-0.29
Day-care	-0.48	-0.08	-1.45	-0.45	-0.26
Health insurance	-0.41	0.00	-1.38	-0.37	-0.19
Culture	-0.38	0.02	-1.35	-0.35	-0.16

Note: It can be observed that the Gini index increases by either 0.40/100 or 0.41/100 if lump sum financing is used. This is in full accordance with the observation from table 7. If instead the additional expenditures are financed by the Second additional tax-rate, the Gini index is reduced by additional 0.97/100. Financing through real property taxes or VAT, on the contrary, increases the Gini index by respectively 0.03/100 – 0.04/100 and 0.22/100 respectively. Fordeling og incitament 2002 also contains calculations of how financing by other tax instruments influences the Gini index relative to lump sum taxation. The results are:

The proportional rate	-0.16/100 or -0.17/100	Transport indirect taxes	-0.04/100 or -0.05/100
First additional tax rate	-0.69/100 or -0.70/100	Energy indirect taxes	0.27/100 or 0.28/100
		Environmental taxes	0.31/100 or 0.32/100

Source: Fordeling og incitament 2002, pp. 107-109.

The Second additional tax rate is the most effective instrument in redistribution among the tax instruments considered in table 7.

State education grants are the most effective instrument in redistribution among the instruments considered in table 8. However, this is only due to the fact that a one year analysis is carried out. As will be shown in section 4.3.1, state education grants are the least effective instrument in redistribution when a life cycle perspective is followed. It is difficult to get a more illustrative example of the importance of the length of the data period.

4. Studies from a life cycle perspective

Since 1970 studies of personal income distribution from a life cycle perspective have been undertaken by the Council of Economic Advisers. Important methodological improvements have been achieved since the commencement of these studies. These methodological improvements have been made possible by access to data on individuals produced by Statistics Denmark, as will be evident from the following.

The studies by the Council of Economic Advisers on personal income distribution from a life cycle perspective can be divided into three groups according to which method has been used to transform data from one year (or a few years) to data spanning a life cycle.

4.1 Group 1 studies

Group 1 studies – the initial studies – have been repeated every five years from 1970 to 1995.¹³

If:

$L_{t_0, a}$: wage income in year t_0 for a wage earner of age a
 $p\dot{w}$: annual wage increase for the considered wage earner type

in the group 1 analysis, the yearly wage income in period $t_0 \leq t \leq t_1$ is typically constructed by a formula such as (4.1):

$$L_{t, a+t-t_0} = L_{t_0, a} \cdot (1 + p\dot{w})^{t-t_0} \cdot \frac{L_{t_0, a+t-t_0}}{L_{t_0, a}}; t = t_0, \dots, t_1 \quad (4.1)$$

Potential wage income in a life cycle perspective is accordingly:

13. In the first study life income was not only constructed for 1970, but also for 1960, see CEA (1972). Thus, results from group 1 studies can be found for 1960 and for every five years in the period 1970-1995.

$$\sum_{t=t_0}^{t_1} L_{t, a+t-t_0} \cdot (1+d)^{-(t-t_0)} = \sum_{t=t_0}^{t_1} L_{t_0, a+t-t_0} \cdot \left(\frac{1+p\dot{w}}{1+d} \right)^{t-t_0} \quad (4.2)$$

where:

d : the discount rate.

If $a = 18$, $t_0 = 1970$ and $t_1 = 2014$, the life cycle is defined as the age interval: 18-62 years.

The RHS of (4.2) can in this case also be expressed as:

$$\sum_{a=18}^{62} L_{1970, a} \cdot \left(\frac{1+p\dot{w}}{1+d} \right)^{a-18} \quad (4.3)$$

From (4.3) it follows that the effective discount rate – if wage data from a given year, but for different age groups, are used – is given by $\frac{1+p\dot{w}}{1+d}$. This explains why it is usually assumed that the effective discount rate is zero in the group 1 studies pursued by the Council of Economic Advisers. Only in the first study an alternative »real« discount rate of 0.03 and 0.05 was used.

In group 1 studies, potential factor income – in reality potential wage income – was calculated for a number of wage earner types (max. 22). It is important to note that it is the job type which is used to construct a life cycle in group 1 studies. A blue-collar job at a brewery can eg be occupied by an economist. However, as many types of jobs require specific education it is also important not to exaggerate the difference between a job-life-cycle or an education-life-cycle approach.

The results from group 1 studies will not be described or analysed in this paper, as more recent and interesting results are presented in sections 4.2 and 4.3.¹⁴

4.2 Group 2 studies

In group 2 studies data have been retrieved from the detailed income files produced by Statistics Denmark. In accordance with this, in group 2 studies life cycles have been constructed from the skills/education obtained.

In 1991 and 1996 the Council of Economic Advisers have carried out the more challenging group 2 analysis, henceforth denoted CEA91 and CEA96.

In group 2 studies life income is also calculated from a formula like (4.3). In CEA91

14. The results from the various group 1 studies can be seen in summarised form in Sørensen (1999, section 5.6).

four life income concepts are calculated: potential factor income, realised factor income, adjusted factor income and disposable income.

Potential factor income is calculated, see (4.3), by:

$$\sum_{a=17}^{66} L_{1988, a} \cdot \left(\frac{1 + p\dot{w}}{1 + d} \right)^{a-17} \quad (4.4)$$

$(1 + p\dot{w}) / (1 + d)$ is assumed to be either 1 or 1.02.

In the calculation of *potential* factor income only fully employed wage earners are included. Furthermore, *average* wage income among wage earners of a certain age and for the relevant educational group is substituted for $L_{1988, a}$ when calculating life income in accordance with (4.4). In CEA91, as in CEA96, it is always an average income concept which is used.

Realised factor income is also calculated by formula (4.4). But when calculating realised factor income all persons in the age interval 17-66 years are included. So altogether 3.2 million persons are included when realised factor income is calculated, compared to 1.6 million persons when calculating potential factor income.

In addition to factor income, adjusted factor income includes, the income that compensate people for being unemployed etc. as well as income to people who are not in the labour force (students, pre retirees etc.) are included. Accordingly, adjusted factor income is calculated by:

$$\sum_{a=17}^{66} (L_{1988, a} + O_{1988, a}) \cdot \left(\frac{1 + p\dot{w}}{1 + d} \right)^{a-17} \quad (4.5)$$

where:

$O_{1988, a}$: average of income compensating elements for each age group a in a certain group.

Adjusted factor income includes the same sample of the population as does realised factor income. As such, 3.2 million persons are included.

As disposable income has been calculated incorrectly in CEA91, this concept will not be referred to in this paper, see Sørensen (1999, pp. 136-137). The distributional effects of taxes and transfers in a life cycle perspective will, accordingly, only be analysed in group 3 studies, see section 4.3, which allows such analysis without a recalculation of taxes and transfers.

Table 9. Life income per adult in 1988. Index with average life income equal to 100. Minimum and maximum limits.

	Potential factor life income Single persons	Potential factor life income Households	Realised factor life income ^a	Adjusted factor life income ^a
All 39 groups	65-181	66-156	73-215	84-192
The five main groups	88-148	91-134	81-169	87-156

Note: a. Household income is calculated first. Then household income is distributed evenly between adults in the household. It is life income per adult that gives rise to the figures under realised and adjusted factor life income in this table.

Source: Sørensen (1999, p. 139).

Table 10. Potential factor life income for persons in 1988 and 1992. Index with blacksmiths equal to 100.

	CEA91 ^a	CEA96	
	1988	1988	1992
All 39 groups	64-177 ^b	–	–
All 35 groups	–	75-177 ^c	76-177 ^d

Note: a. In CEA91 the figures referred to were indexed with average life income equal to 100. In CEA96 the figures referred to were indexed with the life income for blacksmiths equal to 100. In this table the CEA91 figures have been indexed as in CEA96. b. Houseworkers/doctors. c. Female workers/business economists. d. Workers in the textile industry/doctors.

Source: Sørensen (1999, chapter 5).

Table 9 presents the main results from CEA91 focusing on the distribution of factor income. In CEA91 life income was calculated for 39 different skills/education groups. Besides presenting the results for all 39 groups, results were also presented for five main groups according to level of skills/education.

One of the four factor income concepts used in CEA91, potential factor life income, single persons, is also used in CEA96. Accordingly, one can compare the minimum and the maximum threshold for this income concept as done in table 10.

As follows from table 10, the results for minimum and maximum thresholds are not very different. However, the minimum threshold for 1988 is lower in the CEA91 study than in the CEA96 study. Possible explanations are: different groupings (39 groups/35 groups), different sample sizes (100/10 percent) and different exclusion rules.

4.3 Group 3 studies

Data for group 3 studies are also derived from the individual register data produced by Statistics Denmark. The decisive difference between a group 2 and a group 3 study is

Table 11. Procedures followed in constructing realistic life cycles in CEA01.

In CEA01 realistic life cycles are, if possible, constructed for the age interval 18-90 years. However, more truncated life cycles can be a result of immigration, emigration and death.

As already mentioned the 10 percent sample follows the same individuals for all eight years over the period 1992-99. However, immigration, emigration and death give exceptions to this rule. Eg a 43-year-old person in 1992 is also included in the data at the ages of 44 to 50 for the years 1993-99, if death or emigration have not occurred.

To construct realistic life cycles in CEA01 one takes the age interval 50-56 in the year 1999. A life cycle for an arbitrary person aged 50 years in 1999 is constructed in the following way:

1. This person will also be included in the data at an age of 43 to 49 years unless immigration has occurred during the period 1992-98. Disposable equivalent income for this person in the age interval 43-50 corresponding to the time period 1992-99 can immediately be calculated utilising the modified OECD scale, see (3.1).
2. In this step disposable income for the 1992-98 period is transformed into a 1999 level by using the average increase in disposable income.
3. The next step is to extend the age interval to encompass the whole age interval. First, how this is done for the age interval 36-43 years is described

	1992	1993	...	1999
The chosen person	43	44	...	50
All persons at age 43 in 1999 belonging to the group of the chosen person	36	37	...	43

As can be seen from the above, the chosen person was aged of 43 in 1992. The match procedure used includes all persons aged 43 in 1999. It has been shown that it is important in the match procedure to control for: (1) number of adults (2 groups), (2) number of children (3 groups), (3) education (6 groups), (4) form of housing (2 groups), (5) capital income (3 groups). As gender is also included, $432 = (2 \times 3 \times 6 \times 2 \times 3 \times 2)$ groups are taken into account in the match procedure. The chosen person is now matched/linked to that person at an age of 43 in 1999, who belongs to the same group as the chosen person, and who has an equivalent disposable income in 1999, which is closest to the chosen person's adjusted (to 1999 level) equivalent disposable income for 1992. Then the equivalent disposable income for the age interval 36 to 42 is constructed. Note that the 1999 disposable income for the matching person is not utilised.

4. The next step is to extend the data for disposable income etc. for the chosen person to the rest of the age interval 18 to 90 years.
5. In this step the procedure in steps 1-4 is carried through for all other persons aged 50 in 1999. If the number of persons aged 50 in 1999 is less than the number of persons aged 43 in 1999, the unmatched persons aged 43 in 1999 are excluded from the analysis. However, if the reverse is the case, some persons aged 43 in 1999 are matched more than once. Only in these cases is the match procedure with replacement.
6. Next, persons in the age interval 51-56 in 1999 are included in the analysis. As every age cohort in the age interval 50-56 gives rise to more than 7,000 different life cycles, it follows that more than 51,000 life cycles will be used in the calculation of the Gini index and the like.
7. Earned income, gross income equal to earned income plus transfers, and disposable income equal to gross income less direct taxes are the three income concepts used in CEA01. In CEA01 it is assumed that the levels of direct taxes and transfers in 1999 are also valid for the 1992-98 period. The chosen person mentioned in step 3, who is aged 50 in 1999, will accordingly be given direct taxes and transfers in 1992-98 which are equal to the registered amounts for 1999. This is a critical assumption.

Table 12. Life income according to skills/education in 1988 according to CEA01. Index with blacksmiths equal to 100. Minimum and maximum limits.

	Earned income	Gross income	Disposable income	Equalised disposable income
All 31 groups	57-189	71-174	78-145	90-135

Note: Female blue-collar workers represent the minimum figures for all four income concepts, just as doctors represent the maximum figures for all four income concepts.

Source: CEA (2001, p. 175).

Table 13. Gini index for life income and annual income in 1999.

	Life income	Income in 1999 ^a	Change, percent
Earned income	0.259	0.456	-43
Gross income	0.160	0.287	-44
Disposable income	0.124	0.239	-48

Note: a. The Gini index for 1999 is calculated for the whole population in the age interval 18-90 years.

Source: Det økonomiske Råd. Formandskabet 2001. *Dansk Økonomi, efterår 2001*. København, p. 149.

the procedure used to construct a certain life cycle. The Council for Economic Advisers published a group 3 study in 2001, henceforth called CEA01. The procedure followed in the construction of life cycles in group 3 studies, called realistic life cycles, is explained in table 11.

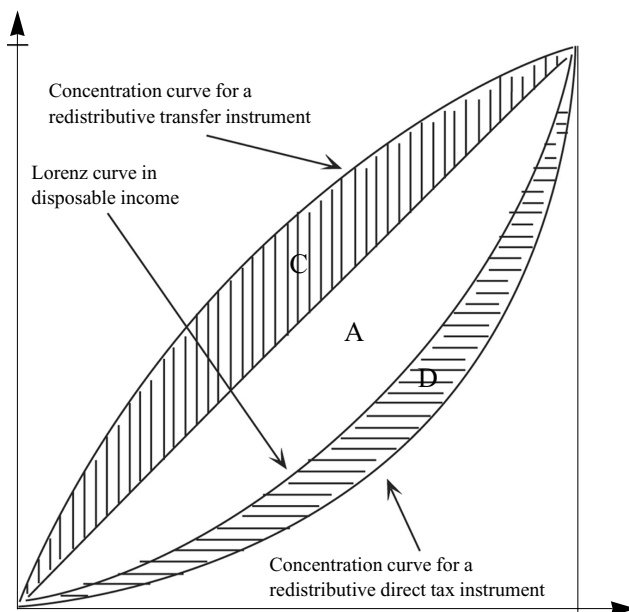
The data in CEA01 was derived from a 10 percent sample of the population in the age interval between 18 and 90 years over the eight year period 1992-99. Only immigration, emigration and death give rise to differences between the samples over the eight years. Life income is calculated for 31 skills/education groups and aggregated in five main groups as in CEA91 and CEA96.

4.3.1 Results from the CEA01 study

When results from the CEA01 study are presented, average annual income for the entire life cycle is utilized. As follows from table 11 a life cycle does not necessarily encompass the whole age interval 18-90 years. A shorter life cycle can be the result of immigration, emigration or death.

If life income is presented as the sum of the annual income in the obtained life cycle – be it discounted or not – life spans encompassing the whole age interval 18-90 years will – ceteris paribus – be allocated a higher life income than life spans which are truncated due to either immigration, emigration or death. This possible bias has been avoided by

Table 14. How to construct a progressivity index.



Assume a progressivity index for a given instrument on disposable income has to be constructed.

The Lorenz curve for disposable income and its associated Gini index, which is equal to two times the area between the 45° line and the Lorenz curve, eg $2 \times A$, is the basis for constructing the progressivity index, confer the figure.

Next, the concentration curve for the specified instrument is constructed.

In the figure a concentration curve for a transfer instrument, which is more redistributive than a lump sum transfer, is constructed. Accordingly, the concentration curve is above the 45° line, as the concentration curve for a lump sum transfer is the 45° line.

The progressivity index is defined as two times the area between the concentration curve for the transfer instrument and the Lorenz curve, as $2 \times (A + C)$.

Of course a progressivity index can also be calculated for a tax instrument. In the figure a concentration curve for a tax instrument, which is more redistributive than a proportional tax on disposable income would be, is constructed. Thus, the concentration curve is placed below the Lorenz curve. The progressivity index for a tax instrument is also calculated as two times the area between the concentration curve and the Lorenz curve, eg as $2 \times D$. The progressivity index for a tax instrument, which is more redistributive than a proportional tax would be, is therefore negative.

Neither the concentration curve nor the Lorenz curve is influenced by proportional changes in the amounts allocated to the different units, see Sørensen (1999, pp. 33 and 61). It can therefore be derived that it is not the quantitative effect on the distribution of income alone that follows the size of the progressivity index of the considered instrument, the size of the change in the attached revenue/cost also has to be taken into account.

In tables 15 and 16 all instruments have been changed in such a way that either an extra revenue or an extra public cost of 100 mill. DKK will follow.

presenting life income figures as the average yearly income in the obtained life cycle. This procedure was also being used in the MoF study from 2004, see section 4.3.2.

The importance of direct taxes and transfers for the personal income distribution in a life cycle perspective will first be surveyed in brief. The main emphasis, given the focus on methodological questions, is, however, on the very different impressions which follow from the usual one year/one period perspective and the life cycle perspective.

Table 12 – in a similar set-up as the one used in tables 9 and 10 – gives an overview of the distributional importance of direct taxes and transfers.

As can be seen, both transfers and direct taxes contribute to a more equal income distribution also in a life cycle perspective. While the maximum is 3.3 times higher than the minimum for earned income, transfers reduce this factor to 2.5 and direct taxes give rise to a further reduction to 1.9. If household structure is taken into account, the maximum disposable life income (for doctors) is only a factor of 1.5 of the minimum disposable life income (for female workers), see also table 13.

Table 13 reproduces the Gini index for earned income, gross income and disposable income for the 51,000 life cycles, see column 1.

In table 13 these Gini indices are also compared with Gini indices calculated for the whole population in the age interval 18-90 years in 1999.¹⁵ As expected, inequality measured on life income is much less than inequality measured by income from a single year, here 1999. The Gini indices are nearly halved.

The difference between a one year/one period perspective and a life cycle perspective is not only apparent and important in assessing the degree of inequality in income, but is also important in assessing the different effects of various policy instruments on income distribution, as will be evident from table 15 (instruments in direct taxation) and table 16 (instruments in public transfers). This difference is made transparent by constructing a progressivity index for the various instruments. Table 14 gives an explanation of how to construct a progressivity index.

Table 15 shows the progressivity index for various instruments in the direct tax system. Table 16 shows the progressivity index for various instruments in the public transfer system.

From tables 15 and 16 a number of important conclusions can be drawn:

- the rank and size of the progressivity index are in general much more alike for tax instruments in relation to life income and annual income (table 15) than for transfer instruments (table 16),

15. A more comparable result could have been obtained by calculating the 1999 Gini indices for the 51,000 life cycles, but only for 1999 income figures.

Table 15. Progressivity index for various instruments in direct taxation.

	Life income	Income in 1999	Difference	
			Absolute	Percent
Second additional tax rate, income from capital	-0.529	-0.592	0.063	-11
Second additional tax rate	-0.447	-0.508	0.061	-12
First additional tax rate	-0.252	-0.328	0.076	-23
Taxes on real property	-0.159	-0.191	0.032	-16
Transport deduction	-0.076	-0.115	0.039	-34
The proportional tax rate	-0.058	-0.074	0.016	-21
Income tax to municipalities and counties	-0.056	-0.071	0.015	-21
Tax to the church	-0.028	-0.052	0.024	-47
Interest, deductions	-0.020	-0.007	-0.013	176
Taxes on land	-0.007	0.070	-0.077	-110
Deductions for membership of trade unions	0.044	-0.003	0.047	-1393

Source: CEA (2001, p. 156).

- except for cash benefit, state education grants are the most redistributive transfer instrument in an annual perspective. However, in a life cycle perspective state education grants are the least redistributive transfer instrument,
- among transfer instruments rent instruments are among the most redistributive in a life cycle perspective, see table 16,
- it is also interesting that the basic old age pension is among the least redistributive in a life cycle perspective, while it seems to be rather effective from an annual perspective. This fact is just one among several indications of a new situation where many old people are relatively well-off.

4.3.2 Results from the MoF04 study

In 2004 the Ministry of Finance also embarked upon analysing personal income distribution in Denmark from a life cycle perspective. This study is henceforth called MoF04. In constructing life cycles the procedure followed in MoF04 was very close to the procedure chosen by the Council of Economic Advisers in their 2001 study (CEA01).¹⁶

16. The most important differences between the two studies are: (1) while in CEA01 1999-figures for taxes and transfers are used for all years in the data period 1992-99, in MoF04 where the data period was 1995-2002, no substitution for the actual taxes and transfers was undertaken, (2) the matching procedure in CEA01 was primarily without replacement, in MoF04 the matching procedure was with replacement, and (3) the primary age interval in CEA01 was 50-56, in MoF04 it was 47-53 years of age.

Table 16. Progressivity index for various instruments in the public transfer system.

	Life income	Income in 1999	Difference	
			Absolute	Percent
Cash benefit	0.674	0.926	-0.252	-27
Housing allowance, social pensioners	0.643	0.408	0.235	59
Social pension	0.540	0.353	0.187	53
Housing allowance	0.511	0.553	-0.042	-8
Housing benefit	0.510	0.799	-0.289	-36
Housing allowance, old age pensioners	0.431	0.628	-0.197	-31
Child benefit	0.332	0.506	-0.174	-34
Retirement benefit	0.316	0.203	0.113	56
Old age pension, supplement	0.310	0.604	-0.294	-49
Sickness benefit	0.298	0.397	-0.099	-25
Unemployment benefit	0.248	0.311	-0.063	-20
Old age pension	0.191	0.512	-0.321	-63
Family allowance	0.166	0.343	-0.177	-52
Early retirement benefit	0.132	0.227	-0.095	-42
Basic old age pension	0.131	0.458	-0.327	-71
Lump sum transfer to adults	0.114	0.211	-0.097	-46
State education grants	0.038	0.902	-0.864	-96

Source: CEA (2001, p. 153).

While only small differences in constructing life cycles exist between the CEA01 and the MoF04 studies, the presentation of the results is rather different. CEA01 only presents effects on the personal income distribution – measured through the progressivity index – resulting from an equal absolute change (100 million DKK) in the various direct tax and transfer instruments, confer tables 15 and 16. However, in MoF04 it is shown through a decomposition of the Gini index which effects are the result of the *actual* amount spent on various transfers and obtained through various taxes, see tables 17-19.

It follows from table 17 that the Gini index for disposable income in MoF04 is reduced by 43 percent going from a one year perspective to a life cycle perspective. This figure roughly corresponds to the reduction by 48 percent in the CEA01 study, see table 13. The Gini index from a life cycle perspective is furthermore very close in the two studies 0.123 and 0.124, respectively.

From tables 17-19 it can both be seen which instruments contribute most to an equal income distribution in a life cycle perspective and which instruments are relatively more redistributive in a life cycle versus a one year perspective.

It follows from table 17 that direct taxes contribute more to redistribution than transfers. In tables 18 and 19 the various direct tax and transfer instruments are presen-

Table 17. The Gini index in MoF04 from private income to disposable income.

	Life income	Income in 2002	Change, percentage
Private income	27.92	46.00	-39
Public transfers ^a	-5.17	-7.20	-28
Personal income	22.75	38.80	-41
Capital income, net	2.70	3.42	-21
Direct taxes ^b	-12.05	-19.18	-37
Contributions to pension schemes	-1.09	-1.53	-29
Disposable income	12.32	21.51	-43

Note: a. Further decomposed in table 18. b. Further decomposed in table 19.

Source: Fordeling og incitamentener 2004, p. 60.

Table 18. Decomposition of the contribution from direct taxes to the Gini index in MoF04.

	Life income	Income in 2002	Change, percentage
Income tax to municipalities and counties, and income tax from the proportional state income tax	-7.59	-12.49	-39
Proportional factor income tax	-1.82	-3.20	-43
Second additional state income tax	-1.16	-1.51	-23
First additional state income tax	-0.83	-1.23	-33
Other taxes	-0.64	-0.75	-15
Direct taxes	-12.05	-19.18	-37

Source: Fordeling og incitamentener 2004, p. 62.

ted in order of a most to a least redistributive in a life cycle perspective. Accordingly, which single instruments contribute the most to redistribution in a life cycle perspective, be it a direct tax or a transfer instrument can immediately be identified.

From tables 17 and 18 it follows that the effect on the Gini index for disposable income through direct taxes is reduced by 37 percent going from a one year to a life cycle perspective. From table 18 it can be seen that other taxes, the second additional state income tax and the first additional state income tax are these direct tax instruments which are the relatively most effective in redistribution in a life cycle context, as the contributions from these instruments are only reduced by respectively 15, 23 and 33 pct, which is less than the general reduction – 37 percent – for direct taxes.

From table 19 it can furthermore be seen that on leave allowances, social pensions, unemployment benefits and cash benefits are the relatively most effective in redistri-

Table 19. Decomposition of the contribution from public transfers to the Gini index in MoF04.

	Life income	Income in 2002	Change, percentage
Social pension	-2.02	-0.99	104
Old age pension	-0.94	-3.34	-71
Cash benefit	-0.92	-1.05	-12
Unemployment benefit	-0.60	-0.40	50
Housing allowance and benefit	-0.48	-0.55	-12
On leave allowance	-0.22	-0.04	450
Child benefit and family allowance	-0.10	-0.25	-60
Early retirement benefit	-0.01	-0.22	-95
State education grants	0.10	-0.39	-125
Public transfers	-5.17	-7.20	-28

Source: Fordeling og incitamentter 2004, p. 61.

bution in a life cycle context. From table 19 it is also seen that state education grants are the least effective, in fact it is shown that this instrument gives rise to a higher inequality in a life cycle perspective.

5. Conclusion

From this review of studies of personal income distribution in Denmark the following observations in relation to income concepts, time periods and units can be given.

If consumption possibilities is the chosen income concept in a one (year) period analysis, capital income including interest should be included in accordance with the theoretical delimitation of this income concept. In this connection the politically determined taxable value of owner-occupied housing should preferably be substituted by a value determined by economic considerations.

If consumption is the chosen income concept in a one (year) period analysis, it is as demonstrated very clearly by the study of Cutler and Katz (1991) important to adjust for the difference between expenditure on and consumption of consumption goods, preferably using consumption.

The difference between expenditure on and consumption of consumption goods is usually not important in life cycle analysis, as inheritance given and received is typically of minor importance. In life cycle analysis it is, however, very important to consider the procedure followed in constructions of life cycle income.¹⁷

If only factor income, wages, is included, and as follows capital income excluded, it is not possible to rely upon actual tax and transfer data in studying the redistribution

17. Attached to this it has to be considered if a job or a skill/education orientation shall be followed.

effects of taxes and transfers, as this gives rise to inconsistent results. The inconsistencies arise as factor income does not include capital income but actual taxes and transfers are dependent on capital income (and also on taxable transfers). In the CEA91 study this inconsistency arose.

By using so-called realistic life cycle income profiles – in group 3 studies, see section 4.3 – this limitation can be removed, but not necessarily solved. This can be seen by comparing the CEA01 and MoF04 studies. In the CEA01 study 1999-figures for taxes and transfers were used for all years in the basic data period 1992-99, while in MoF04 no substitution for the actual tax and transfer data in the basic data period 1995-2002 was undertaken.

The intention of the substitution in CEA01 was to analyse the redistributive effects of an actual tax and transfer system, the 1999-system, but obviously the procedure is not correct.

But it is also problematic to use actual figures for the entire data period 1995-2002 as in MoF04. Tax and transfer systems are usually not unchanged over a 8-year period. As such it is not the redistributive efforts of an actual tax and transfer system that is analysed in MoF04. If this was to have been obtained, taxes and transfers should have been recalculated (simulated) for the years 1995-2001 in MoF04. As behaviour is dependent on the actual tax and transfer system, it is of course only impact incidence results as in MoF04 which can be obtained.

In presenting the results from life cycle analysis of taxes and transfers it is recommended to both give the progressivity index as in CEA01 and changes in the Gini index as in MoF04. The progressivity index discloses the relative effectiveness of the various instruments, while changes in the Gini index (or similar indices) disclose the combination of relative effectiveness and the actual use of the instrument.

Choice of time period and unit is also very important, as the results from distribution analyses are dependent upon this choice as demonstrated. The importance of choice of unit and the attached weighting question in calculating summary indices as the Gini index is eg demonstrated in table 3 and figure 2. Also in relation to poverty the choice of unit is crucial.

Very important progress in analysing the personal income distribution has been obtained in Denmark. But of course there are further improvements, that ought to be realised in the coming years. I shall conclude this review by mentioning two such areas for improvement:

- indirect taxes and individually assignable public consumption should also be analysed in a life cycle perspective,
- capital gains/losses – both realised and unrealised – should be analysed, preferably also in a life cycle perspective.

Literature

(The titles of publications marked by an asterisk (*) are translations of publications that have only been published in a Danish version).

- Atkinson, A. B. 1998. *Poverty in Europe*. Blackwell Publishers.
- Cutler, D. M. and L. F. Katz. 1991. Macroeconomic Performance and the Disadvantaged. *Brookings Papers on Economic Activity* 1991:2:1-74.
- Finansministeriet 1995. *Finansredegørelse 95*. København.
- The Ministry of Finance 1995. *Medium Term Economic Survey 95*. Copenhagen (*).
- Finansministeriet 1996. *Finansredegørelse 96*. København.
- The Ministry of Finance 1996. *Medium Term Economic Survey 96*. Copenhagen (*).
- Finansministeriet 1997. *Finansredegørelse 97*. København.
- The Ministry of Finance 1997. *Medium Term Economic Survey 97*. Copenhagen (*).
- Finansministeriet 1999. *Finansredegørelse 98/99*. København.
- The Ministry of Finance 1999. *Medium Term Economic Survey 98/99*. Copenhagen (*).
- Finansministeriet 2000. *Finansredegørelse 2000*. København.
- The Ministry of Finance 2000. *Medium Term Economic Survey 2000*. Copenhagen (*).
- Finansministeriet 2001. *Finansredegørelse 2001*. København.
- The Ministry of Finance 2001. *Medium Term Economic Survey 2001*. Copenhagen (*).
- Finansministeriet 2002. *Fordeling og incitamenter 2002*. København.
- The Ministry of Finance 2002. *Distribution and Efficiency 2002*. Copenhagen (*).
- Finansministeriet 2003. *Income Distribution and Work Incentives*. Copenhagen.
- Finansministeriet 2004. *Fordeling og incitamenter 2004*. København.
- The Ministry of Finance 2004. *Distribution and Efficiency 2004*. Copenhagen (*).
- Förster, M. and M. Mira d'Ercole. 2005. Income Distribution and Poverty in OECD Countries in the Second Half of the 1990s. *OECD Social, Employment and Migration Working Papers* No. 22. Paris
- Goodman, A., P. Johnson and S. Webb. 1997. *Inequality in the UK*. Oxford University Press.
- Jørgensen, S. 2001. Analyser af indkomstfordeling. Det økonomiske Råd. Sekretariatet. *Arbejdsrapport* 2001:6. København.
- Jørgensen, S. 2001. Analyses of income distribution. The Secretariat of the Council of Economic Advisers. *Working Paper* 2001:6. Copenhagen (*).
- OECD 1995. Income Distribution in OECD Countries. *Social Policy Studies* No. 18. Paris.
- Shorrocks, A. F. 1982. Inequality Decomposition by Factor Components. *Econometrica* 1982:50:193-211.
- Shorrocks, A. F. 1983. The Impact of Income Components on the Distribution of Family Incomes. *Quarterly Journal of Economics* 1983:98:311-26.
- Sørensen, C. 1999. *Økonomisk Samfundsbeskrivelse. Økonomisk Fordeling*. Systime.
- Sørensen, C. 1999. *Distribution of Income*. Systime (*).
- Sørensen, C. 2002. *Livsindkomstfordeling i Danmark – tillægsnotat til bogen Økonomisk Fordeling i serien Økonomisk Samfundsbeskrivelse. Economic Discussion Papers* No. 10/2002. Økonomisk Institut. Syddansk Universitet, Odense.
- Sørensen, C. 2002. *Distribution of Life income in Denmark – Supplement to the 1999-book: Distribution of Income etc. Economic Discussion Papers* No. 10/2002. Department of Economics. University of Southern Denmark (*).
- Sørensen, C. 2002. *Indkomstfordeling i Danmark – tillægsnotat til bogen Økonomisk Fordeling i serien Økonomisk Samfundsbeskrivelse. Economic Discussion Papers* No. 11/2002. Økonomisk Institut. Syddansk Universitet, Odense.
- Sørensen, C. 2002. *Distribution of Income in Denmark – Supplement to the 1999-book: Distribution of Income etc. Economic Discussion Papers* No. 11/2002. Department of Economics. University of Southern Denmark (*).
- Økonomiske Råd, Det. Formandskabet 1967. *Den personlige indkomstfordeling og indkomstudjævningen over de offentlige fi-*

- nanser. København.
- The Chairmanship of the Council of Economic Advisers 1967. *Personal Income Distribution and Income Equalization through the Public Budget*. Copenhagen (*).
- Økonomiske Råd, Det. Formandskabet 1972. *Dansk Økonomi, forår 1972*. København.
- The Chairmanship of the Council of Economic Advisers 1972. *Danish Economy, Spring 1972*. Copenhagen (*).
- Økonomiske Råd, Det. Formandskabet 1976. *Dansk Økonomi, nov. 1976*. København.
- The Chairmanship of the Council of Economic Advisers 1976. *Danish Economy, Nov. 1976*. Copenhagen (*).
- Økonomiske Råd, Det. Formandskabet 1977. *Dansk Økonomi, maj 1977*. København.
- The Chairmanship of the Council of Economic Advisers 1977. *Danish Economy, May 1977*. Copenhagen (*).
- Økonomiske Råd, Det. Formandskabet 1981. *Dansk Økonomi, maj 1981*. København.
- The Chairmanship of the Council of Economic Advisers 1981. *Danish Economy, May 1981*. Copenhagen (*).
- Økonomiske Råd, Det. Formandskabet 1986. *Dansk Økonomi, maj 1986*. København.
- The Chairmanship of the Council of Economic Advisers 1986. *Danish Economy, May 1986*. Copenhagen (*).
- Økonomiske Råd, Det. Formandskabet 1988. *Dansk Økonomi, juni 1988*. København.
- The Chairmanship of the Council of Economic Advisers 1988. *Danish Economy, June 1988*. Copenhagen (*).
- Økonomiske Råd, Det. Formandskabet 1991. *Dansk Økonomi, nov. 1991*. København.
- The Chairmanship of the Council of Economic Advisers 1991. *Danish Economy, Nov. 1991*. Copenhagen (*).
- Økonomiske Råd, Det. Formandskabet 1996. *Dansk Økonomi, efterår 1996*. København.
- The Chairmanship of the Council of Economic Advisers 1996. *Danish Economy, Autumn 1996*. Copenhagen (*).
- Økonomiske Råd, Det. Formandskabet 2001. *Dansk Økonomi, efterår 2001*. København.
- The Chairmanship of the Council of Economic Advisers 2001. *Danish Economy, Autumn 2001*. Copenhagen (*).
- Økonomiske Råd, Det. Sekretariatet 1986. *Livsindkomstberegninger for 1985*. Bilag til Dansk Økonomi, maj 1986. København.
- The Secretariat of the Council of Economic Advisers. 1986. *Calculations of life income for 1985*. Supplement to Danish Economy, May 1986. Copenhagen (*).

Bog anmeldelse

Michael Christensen og Anders Grosen, red.: *Den finansielle sektor. Udvikling og perspektiver. Festskrift til professor Morten Balling*. Jurist- og Økonomforbundets Forlag, 2006, 284 s. 375 kr. Anmeldt af Claus Parum.

Michael Christensen og Anders Grosen er redaktører på dette festskrift for professor Morten Balling, der er udsendt i anledning af Ballings fratræden fra Handelshøjskolen i Århus.

Bogen omhandler perspektiver på og udviklingen i den danske og europæiske finansielle sektor – temaer der er udvalgt, så de afspejler mangfoldigheden i Morten Ballings forskningsområder gennem en halv menneskealder.

Redaktørerne har valgt en blanding af førende forskere og centrale erhvervsfolk til at skrive bogens 17 kapitler, der er opdelt i fire dele med overskrifterne:

- I. Den finansielle regulering.
- II. Udviklingen i den finansielle sektor.
- III. Penge- og valutapolitik.
- IV. Corporate governance.

Den finansielle regulering

Henrik Bjerre-Nielsens »*Europæisering af finansiell regulering og tilsyn*« indeholder en række overvejelser mht., om konvergens af finansiell regulering og tilsyn i Europa er hensigtsmæssig, og i givet fald inden for hvilke områder. Bjerre-Nielsen nævner, at for nationalt betingede forskelle taler forskellene i de europæiske lande mht. indkomstniveau, alderssammensætning, erhvervsstruktur, økonomiske konjunkturer, anden offentlig regulering (f.eks. skat), anvendelse af IT etc. For mere ensartede regler taler mindskede 'transaktionsomkostninger', der kan øge den økonomiske integration.

Ifølge Bjerre-Nielsen er der størst behov for

europæisk konvergens mht. finansiell regulering på de professionelle (engros) markeder, og mindre behov for konvergens af regulering af finansielle virksomheders adfærd over for forbrugerne. Bjerre-Nielsen argumenterer for, at konvergens af finansiell regulering i Europa bør efterfølges af konvergens af den tilhørende tilsynspraksis af hensyn til den indbyrdes konkurrenceevne mellem finansielle virksomheder. Kapitlet afsluttes med en række overvejelser mht. konsekvenserne for finansiell stabilitet af integrationen af de finansielle markeder i Europa.

I Michael Møller og Niels Christian Nielsens »*Kapitalafkastbeskatning og pensionsopsparing: Er et skatteloft også en skattebund?*« gives en letforståelig analyse af problemerne ved, at det danske skattesystem i betydeligt omfang opererer med forskellig beskatning af forskellige former for kapitalafkast. Artiklen afsluttes med nogle overordnede anbefalinger for løsning af de analyserede problemer.

Møller og Nielsen indleder med en oversigt over de betydelige ændringer, der er sket i de centrale danske skattesatser for kapitalafkast i løbet af de seneste 25 år bl.a. forårsaget af liberaliseringen af de finansielle markeder:

- Reduktion af selskabsskatten (40% → 50% → 28%).
 - En relativ beskeden reduktion i den højeste marginalskat for positiv kapitalindkomst (70% → 60%) kombineret med en ganske betydelig reduktion i den højeste marginalskat for negativ kapitalindkomst (70% → 33%).
 - Pensionsafkastbeskatningens tre faser: Fra ubeskattet til Realrenteafgiftsloven, der beskattede renteindtægter (mellem 34% og 57%), men ikke aktieafkast til den nuværende Pensionsafkastbeskatningslov med en 15% beskatning af såvel renteindtægter som aktieafkast.
- Møller og Nielsen giver en række eksem-

pler på de problemer, det nuværende danske beskatningssystem har med dets meget forskellige skattesatser for kapitalafkast:

- Pensionsmidler frem for frie midler: Hvem vil beskattes med 59%, hvis man kan nøjes med 15%? Alle hænder bliver nede. Fri opsparing vil få et stadig mindre relativt omfang, hvilket kan skabe yderligere problemer for iværksættere.
- Skattearbitrage: Ejere af fast ejendom kan med de eksisterende regler risikofrit tjene penge ved at optage lån i fast ejendom og købe de herved udstedte realkreditobligationer via en ratepension. Som Møller og Nielsen formulerer det: »*Almindelig sund fornuft tilsiger, at man ikke skal låne for at spare op. Men skattesystemets nuværende udformning fører let til, at staten lider et tab, og at statens tab modsvares af lavere skat (efter hensyntagen til alle omkostninger) for lønmodtageren.*»
- Virksomheders kapitalstruktur: Selskabsbeskatningen kombineret med den danske pensionsafkastbeskatningslov tilskynder alt andet lige til finansiering med fremmedkapital frem for egenkapital (man sparer selskabsskatten).

Ifølge Møller og Nielsen var skattesystemets asymmetrier ikke mindre for 25 år siden, men systemet fungerede tidligere, pga. færre muligheder for ubegrænset indbetaling på rene pensionsopsparingsordninger, og kreditrestriktioner (bankers udlånsloft og formålsbestemte realkreditlån) begrænsede fysiske personers skattetænkning.

Problemerne er ikke let løste. Med Møller og Niensens ord:

»De mange forskellige skattesatser og skatteregler gør, at det danske skattesystem minder om Rubiks terning: laver man en ændring ét sted for at løse et bestemt problem, får man uønskede og uforudsete konsekvenser et helt andet sted«.

Møller og Nielsen efterlyser en mere ensartet beskatning af forskellige former for ka-

pitalafkast, der er holdbar på den lange bane i en globaliseret verden uden kreditrestriktioner. Deres eget udspil er, at en reduktion af kapitalindkomstbeskatningen til f.eks. 20% kunne være et udgangspunkt kombineret med tilsvarende ændringer i beskatningen af aktier. De anbefaler, at man søger inspiration i Sverige til løsning af problemet med at hindre, at ejere ikke omdanner lønindtægt til renteindtægt eller aktieafkast.

Jørn Astrup Hansens »*Færøske bankkriser – i politisk sammenhæng*« giver en historisk oversigt over de færøske bankkriser. Kapitlet er velskrevet, humoristisk – og deprimerende på samme tid. Man kan undre sig over, hvorfor det alene er færingerne, der har stemt om, hvorvidt Færøerne skal løsrives fra Danmark. Astrup Hansens kapitel indeholder desværre mange eksempler på ringe country governance. Her tænkes såvel på den uklare ansvarsfordeling mellem Danmark og Færøerne, som på Færøernes organisering af dets økonomiske system. Sidstnævnte kan illustreres med følgende citat:

»Indtil først i 90'erne var renteindtægter optjent i færøske pengeinstitutter skattefrie (for færinger), medens indeståendet blev beskattet med 0,5 pct. p.a. Erhvervsdrivende kunne bringe alle renteudgifter til fradrag i den skattepligtige indkomst, medens private skatteydere kunne bringe 42 pct. af renteudgifterne til fradrag i skatten. En formidabel pengemaskine«.

Peder Fredslund Møllers »*Internationalisering af regnskabsaflæggelsen*« giver et godt historisk perspektiv på den internationale regelharmonisering af virksomheders årsregnskaber, med det formål at læseren dels får et overblik over processen dels forstår, hvorfor resultatet er blevet, som det er.

Fredslund Møller indleder med at beskrive nogle af de centrale oprindelige internationale forskelle i virksomheders årsregnskaber. Historisk har der således været betydelige forskelle i regnskabsregler, regnskabsmetoder og vurderingsregler. Fredslund Møller beto-

ner, at der ikke er en enkelt god forklaring på den internationale 'sprogforvirring' på regnskabsområdet, men han hjælper læseren på vej ved at opstille en række grunde til de internationale forskelle i regnskabsregler. Samtidig får man også konkrete øjenåbner eksempler på behovet for international harmonisering af regnskabsaflæggelsen f.eks.

»den historie, at Daimler-Benz's eget tyske regnskab for 1993 viste et overskud på 615 mio. DM, mens virksomhedens regnskab for samme regnskabsår og i samme valuta, men opgjort efter de amerikanske regnskabsregler, udviste et underskud på 1839 mio. DM.«

I starten af 1970'erne kom der to rivaliserende initiativer til harmonisering af regnskabsaflæggelsen fra hhv. EU og IASC, International Accounting Standards Committee, stiftet af en lang række landes foreninger af statsautoriserede revisorer. Fredslund Møller beskriver den politiske proces, og man forstår, hvorfor amerikanerne er så glade for Frank Sinatras »My Way«. IASC var inspireret af den amerikanske model for regnskabsregulering. Og 'inspirationen' var tiltagende over tid, således at de internationale standarder i dag i vidt omfang er inspireret af de amerikanske standarder. IASC og efterfølgeren IASB, International Accounting Standard Board har haft betydelig politisk succes internationalt, og danske børsnoterede selskaber skal således aflægge koncernregnskab efter de internationale regnskabsstandarder fra og med regnskabsåret 2005.

Udviklingen i den finansielle sektor

David Llewellyns »*Whither European Banking: Convergence or Diversity?*« giver et godt overblik over nogle af de centrale udfordringer det europæiske banksystem og finansielle system står overfor i de kommende år.

Kapitlet indledes med en beskrivelse og analyse af det eksisterende europæiske banksystem og finansielle system efterfulgt af en diskussion af, hvilke faktorer der kan resultere

i strukturelle ændringer heri. Kapitlet afsluttes med et bud på, om der sker konvergens i det europæiske banksystem og finansielle system, eller om de nationale forskelle oprettholdes.

Llewellyn illustrerer betydelige forskelle i f.eks. rentabilitet, bankers målsætning (shareholder vs. stakeholder) og corporate governance i det europæiske banksystem. Han argumenterer for, at det er kombinationen af globale, landespecifikke og EU relaterede faktorer, der især vil forårsage strukturelle ændringer i det europæiske finansielle system, og at der fremover vil være langt større fokus på rentabilitet i bankerne, end der har været hidtil. Llewellyn forventer, hvad han kalder hybrid konvergens i det europæiske system, dvs. konvergens inden for nogle områder (f.eks. mere fokus på shareholder value og en bevægelse fra et bankbaseret til et markedsbaseret system) men ikke inden for alle.

»Probably the best mortgage system in the world?« indleder Peter Engberg Jensens »*Dansk realkredit i internationalt perspektiv*«. Kapitlet indeholder dels en historisk beskrivelse af det danske realkreditsystem dels en vurdering af dansk realkredit i internationalt perspektiv.

I national sammenhæng fokuserer Engberg Jensen på de seneste 30 års kapitalliberalisering og strukturliberalisering og giver en god, enkel illustration af rente-, skat- og lånevilkårs betydning for ejendomspriserne – og for at politiske indgreb skal foretages med varsomhed. I internationalt perspektiv illustrerer Engberg Jensen, hvordan dansk realkredit har en endog meget høj andel af den samlede kreditgivning i Danmark.

Efter en gennemgang af de centrale karakteristika for dansk realkredit (det strikte balanceprincip, tap issues, låntager kan indfri sit lån ved opkøb af de bagvedliggende obligationer i markedet eller for konvertible lån ved indfrielse til pari, muligheden for fastlåsning af lånets rente i op til 30 år, stor gennemsigthed i prisfastsættelsen og en hurtig gen-

nemførelse af tvangsauktioner) afslutter Engberg Jensen med at opstille tre udfordringer til det danske realkreditsystem:

- Realkreditens umiddelbare succes med at opfinde nye låneformer kan på længere sigt ende med at blive et problem (for låntagerne), fordi små obligationsserier og rentestigninger kan være en farlig cocktail.
- Bankernes prioritetslån og mere generelt låntagernes ønske om mere individuelle vilkår.
- En dansk tilslutning til euroen og dermed bortfald af en væsentlig adgangsbarriere for udenlandske kreditinstitutioners adgang til det danske realkreditmarked.

Peter Wendts »*Samspillet mellem finanssektoren og ejendomsmarkedet – før og nu*« giver et flerhundredårigt overblik over finansieringen af det danske ejendomsmarked: Fra tidlig jordkredit til fremkomsten af den organiserede realkredit. Fra kreditrestriktioner til liberalisering, skattereform, krise i 1980'erne og de seneste tiårs nye låneformer, som ifølge Wendt ikke er helt uproblematisk.

Peter Hemmes »*De danske investeringsforeningers historie og regulering*« giver en beskrivelse af udviklingen i de danske investeringsforeninger gennem de seneste fyre år: Mens første halvdel af perioden var præget af investeringsforeninger, der investerede i danske værdipapirer, var anden halvdel præget af mange nye tiltag: brede globale aktieforeninger, regionale foreninger, landeforeninger, specialiserede, herunder brancherelaterede foreninger, hedgeforeninger etc. Ifølge Hemme forventes udviklingen at fortsætte med private equity foreninger, real estate foreninger etc. Udviklingen kan ifølge Hemme forklares ud fra to af grundideerne bagved investeringsforeningernes tankegang: Risikospredning og at skabe lige muligheder for alle investorer på alle investeringsmarkeder. Man kunne måske tilføje en tredje: At udbyder tjener penge.

Hans Ejvind Hansen og Hans-Ole Jochumsens »*Internationaliseringen af Københavns Fondsbørs*« beskriver, hvordan Køben-

havns Fondsbørs i løbet af de seneste ti år er forvandlet fra at være et lovreguleret offentligt monopol styret af interessenterne til at være et betydende medlem af NOREX alliancen.

Hansen og Jochumsen indleder med at beskrive den europæiske baggrund: Optrapningen af den grænseoverskridende konkurrence, ændringen fra medlemsejede børser til aktieselskaber, national konsolidering mellem børsen og clearing og afviklingsfunktionen, åbningen af de hidtil lukkede nationale værdipapirmarkeder og bestræbelserne på at skabe et fælles europæisk værdipapirmarked, konsolideringer over landegrænser, børsnotering af nationale børser etc.

Med udgangspunkt heri beskrives udviklingen i Københavns Fondsbørs A/S med særligt henblik på internationaliseringen, som med Hansen og Jochumsens ord kan sammenfattes således:

»*Med fusionen med OMX og det fortsatte samarbejde i NOREX med Oslo og Reykjavik er det nordiske og baltiske marked et af de mest integrerede finansielle markeder i Europa i dag. Københavns Fondsbørs står derfor stærkt placeret i den yderligere konsolidering der uvægerligt vil komme til at ske på de internationale kapitalmarkeder i de kommende år.*«

Peter Schous »*Dankortet – udvikling og perspektiv*« beskriver processen om skabelsen af Dankortet og den generelle udvikling omkring Dankortet fra 1983 til i dag tilsat Schous personlige vurderinger undervejs. Kapitlet afsluttes med Schous (dystre) forventninger om et kort med fremtiden bag sig bl.a. forårsaget af skabelsen af de to storbanker og politikernes manglende økonomiske forståelse. En alternativ overskift kunne være: Dankortet – fra state-of-the-art til Trabant.

Erling Olsens »*Om rentesubstitutter*« handler ikke så meget om gebyrer, indekstil-læg ol., som man måske kunne tro. Kapitlet indledes derimod med en beskrivelse af et dansk mislykket forsøg på skabelsen af en rentefri forening/bank. Olsen viser, at ideen

har haft en vis succes i Sverige. Fokus hos Olsen er imidlertid islam og gennemgang af en række finansielle produkter (kontrakter) i overensstemmelse med Sharia lovgivningen. Ifølge Olsen er der i løbet af de seneste ti år sket en vis tilnærmelse mellem Vesten og Islam på det finansielle område (vestlige bankers etablering af mellemøstlige banker eller filialer, der opererer i overensstemmelse med Sharia lovene og mellemøstlige finansfolks etablering af en islamisk bank i England). Olsen forventer, at denne udvikling vil fortsætte fremover, og at det nok ikke vil være utænkeligt,

»at vi inden udløbet af Morten Ballings nuværende, statistiske restlevetid vil se de fleste større og mange mindre, danske, finansielle institutioner markedsføre Sharia inspirerede rentesubstitutter ved siden af deres rentebærende produkter.«

Anders Grosens *»Det danske pensionssystem under forandring«* giver en god beskrivelse af det aktuelle danske pensionssystem og en letforståelig analyse af udfordringerne til danske og udenlandske pensionssystemer. Kapitlet afsluttes med nogle synspunkter mht. ønskværdigheden af øget liberalisering af det danske pensionssystem.

Grosen indleder med en kort beskrivelse af det danske pensionssystemets historie og giver en god opsummering af den aktuelle indretning af det danske pensionssystem:

- Skattefinansierede offentlige ordninger af defined benefit-typen.
- Opsparingsbaserede private kollektive opsparingsordninger af defined contribution-typen.
- Opsparingsbaserede individuelle pensionsordninger af defined contribution-typen.

Defined contribution-typen er karakteriseret ved, at de fremtidige pensioner alene afhænger af de foretagne indbetalinger og deres løbende forrentning, mens defined benefit-typen er karakteriseret ved, at pensionen typisk er en procentandel af lønnen.

Herefter fokuseres på udfordringerne til forskellige landes pensionssystemer men med særlig fokus på Danmark. Udfordringen består i den markante aldring i befolkningerne og det heraf afledte behov for reformer. I løbet af de næste 40 – 50 år forventes forholdet mellem antallet af erhvervsaktive og antallet af ældre således at falde fra 4 til 2 for Danmark.

Grosens hovedbudskab er, at sammenlignet med andre landes pensionssystemer er det danske pensionssystem relativt godt forberedt på den forventede aldring i befolkningen, fordi privatiseringen af aldersforsørgelsen er igangsat så tilpas tidligt.

Grosen påpeger dog et potentielt problem: De danske opsparingsbaserede private kollektive opsparingsordninger har typisk tilknyttet pensionsgarantier, hvorfor disse ordninger kan karakteriseres som en mellemting mellem en ren defined contribution- og en ren defined benefit-ordning. Lave renter og forlængede levetider kan true pensionsselskabernes fremtidige solvens.

Grosen forventer øget behov for individuel pensionsplanlægning, dels fordi pensionsreformerne har en tendens til at flytte risikoen til den enkelte pensionsopsparer, dels pga. tendensen til større valgfrihed i den kollektive pensionsopsparing. Grosen anbefaler, at værdien af den øgede valgfrihed undersøges nærmere, inden der sker yderligere betydelig liberalisering af det danske pensionssystem.

Penge- og valutapolitik

Bodil Nyboe Andersen, Jens Thomsen og Hans Zeuthens *»Euroen, euroområdet og Danmark: Hvordan er det gået?«* gør status over den hidtidige økonomiske udvikling i hhv. euroområdet og Danmark ved at besvare spørgsmålene: Hvad var forventningerne? Og hvordan er det gået? Kapitlet afsluttes med en vurdering af konsekvenserne for Nationalbanken af Danmarks nej til ØMUen.

Ifølge Andersen, Thomsen og Zeuthen var der i mange EU-lande op til ØMU-starten sket en betydelig tilpasningsproces for at opfylde Traktatens konvergenskriterier mht. budgetunderskud og inflation, hvilket sam-

men med ØMU-deltagelse indsnævrede rentespændet til Tyskland og resulterede i optimisme mht. prisstabilitet og vækst. ECB har givet den ønskede prisstabilitet i euroområdet, men bortset fra ØMUens første år har den faktiske BNP-vækst i euroområdet konsekvent været under konsensuskønnet, så vækstoptimismen er gjort til skamme. Ifølge forfatterne kan den lange lavvækstperiode i euroområdet dog ikke henføres til indførelsen af euroen, men snarere til manglende strukturelle reformer.

Ifølge Andersen, Thomsen og Zeuthen var mainstream opfattelsen i økonomkredse små, men sikre gevinster ved dansk deltagelse i ØMUen, og at manglende deltagelse ville føre til stigende rentespænd.

»Forventningen om, at der var en omkostning i form af højere rente ved at stå uden for euroen, har ... ikke holdt stik«

Efter de tre forfatters vurdering (og de er væsentlig bedre informeret end gennemsnitslæsere af denne artikel) har Nationalbanken betalt en høj pris for Danmarks nej:

»Alt i alt må marginaliseringen fra det økonomiske og monetære samarbejde for Nationalbankens vedkommende siges at have udviklet sig mere markant end forventet for 5 år siden.«

Eduard Hochreiters *»When to Adapt the Euro – Anything In for Denmark from the Experiences of Two Current Euro Area Members?«* diskuterer med udgangspunkt i erfaringerne og den førte politik i Østrig og Grækenland op til indførelsen af euroen, om der er noget at lære for Danmark og andre potentielle eurolande.

Peter Erling Nielsens *»Den danske rente i historisk belysning. Hvordan har den udviklet sig, og hvad bestemmer den?«* indleder med at illustrere og kommentere den danske og internationale nominelle rente fra 1815 til i dag for at få et første indtryk af udviklingen i den danske rente. Herefter analyseres, hvornår de

danske renter kan siges at være bestemt på de internationale markeder. Ifølge Erling Nielsen ser de danske renter ud til at blive bestemt af udenlandsk (tysk) rente fra 1994.

Corporate Governance

I Steen Thomsens *»What is Corporate Governance?«* illustreres på udmærket vis mangfoldigheden, mht. hvilke definitioner af corporate governance, man kan finde i litteraturen. Thomsen indleder med at sige, at han ligger tæt på definitionen i Cadbury-rapporten:

»the system by which companies are directed and controlled.«

Med udgangspunkt i en række alternative definitioner af corporate governance diskuterer Thomsen herefter, hvad corporate governance er, hvad corporate governance ikke er, og hvilke interessenter, der er centrale i debatten. Ifølge Thomsen er det naturligt, at pensionskasser er meget aktive i debatten som følge af den betydelige kapital, der er i denne sektor og betydningen heraf for de fremtidige pensionisters levestandard.

Paul Krüger Andersens *»Om selskabsret og økonomisk teori«* giver et udmærket overblik over paradigmeskiftet i selskabsret: Fra den klassiske selskabsret med fokus på at forhindre misbrug ved kapitalbeskyttelse af selskabets aktionærer og kreditorer til den moderne selskabsret med fokus på at fremme økonomisk effektivitet. Krüger Andersen illustrerer, hvordan moderne selskabsret er kraftigt inspireret af økonomisk teori, hvorfor selskabsret nu indeholder en række fagområder, der tidligere var begrænset til økonomi og corporate finance:

- Corporate governance.
- Principal agent teorien.
- Markedet for corporate control.
- Selskabers kapitalstruktur.

Kapitlet forholder sig såvel til problemstillingen internationalt som i relation til Dan-

mark. Kapitlet afsluttes med en diskussion af hensigtsmæssigheden af regulering vs. deregulering.

Afslutning

Der er såvel lighedspunkter som forskelligheder mellem bogens kapitler. De fleste af bidragene har således fokus på den lange bane (enten bagudrettet eller fremadrettet) med ønsket om at give læseren et overblik over et

emne. Der er tale om en bog med betydelig bredde; valgt for at anskueliggøre den mangfoldighed af interesseområder, Balling har haft i sine mere end 40 år som forsker. Kun få læsere må derfor forventes at læse samtlige kapitler – alene af den grund at emnevalget er meget bredt. Men mange læsere – herunder studerende – må forventes at have glæde af at læse en række af de velskrevne kapitler, som er inden for vedkommendes interesseområde.

Estimates of the Danish general-government budget balance and the cyclical budget volatility 1875-2005

Kim Abildgren

Danmarks Nationalbank, E-mail: kpa@nationalbanken.dk

SUMMARY: This article presents estimates for the Danish general-government net lending over the period 1875-2005 and analyses the long-term fiscal development. The Danish general government's deficit has only significantly exceeded 3 percent of GDP during World War II and in the early 1980s, and the cyclical impact on the general government budget balance seems most often to have been relatively modest.

1. Introduction

Long time series on net lending by institutional sectors are not readily available in Denmark. This article makes a first crude attempt to overcome this data shortage by constructing time series for the general government budget balance over the period 1875-2005. Furthermore, the article studies the long-term fiscal development in Denmark based on the new set of data. The aim is to throw some light on the extent to which the annual changes in the general-government budget balance can be attributed to cyclical factors.

2. Data sources and data construction

In order to allow a study of the long-term developments of general-government finances during the whole period 1875-2005 a number of time series covering general-government net lending, employment and unemployment, unemployment benefits, total taxes and nominal GDP had to be established for the analysis in this article. Even though an attempt has been made to transform the figures into a set of reasonably consistent long time series, the quality of a data set spanning more than 130 years is to a high degree determined by data availability. This section describes briefly the main

The author is grateful to the editor of this journal and two anonymous referees, whose comments and suggestions have been significant in helping to improve this article in the review process. Furthermore, the author wishes to thank colleagues from Danmarks Nationalbank for their useful comments. Views and conclusions expressed in this article are those of the author and do not necessarily represent those of Danmarks Nationalbank. The author alone is responsible for any remaining errors and shortcomings.

sources and methods used to construct the data set and discuss some of the more conceptual problems related to the data sources and compilation methods applied.¹

General-government net lending

The current version of the official national-account statistics offers figures for total general-government savings surplus (net lending) for the period since 1971. In the national-accounts statistics the general government sector comprises the central government, the local governments and some social security funds (mainly unemployment benefit societies and the Employees' Wage Guarantee Fund).

None of the existing versions of Danish historical national-account statistics covering the pre-1971 period include a full split of the total economy into a general government sector and a private sector with corresponding net-lending figures.² For the pre-1971 period figures for general-government net lending have therefore been estimated based on accounting statistics from the central government, the local governments and (since 1907) unemployment benefit societies. Ideally one would also prefer to include sick benefit associations within the general government sector for the period since 1892 where public subsidies to sickness benefit associations were introduced.³ The calculations presented in this paper do not include sickness benefit associations within the general government sector, but the bias from this omission is believed to be negligible since the net lending of sickness benefit associations usually was close to zero.⁴

For the period 1915-1970 the figures for central and local government net lending are based on the central and local government accounting statistics presented in Johansen (1985) supplemented with data from the publications of Statistics Denmark. The detailed and carefully documented tables in Johansen *op.cit.* make it possible to e.g. exclude debt transactions (i.e. borrowing and redemption on loans) and lending operations from the central government's expenditures and revenue. Furthermore, the Johansen data allows non-financial capital accumulation, capital taxes and other capital transfers to be included in the net lending figures. The pre-1915 data are based on the figures for the balance of the central and local governments current and investment

1. A full listing of all sources (including publications and databanks from Statistics Denmark) used for the construction of the data set as well as a list of most background data with more detailed comments is found in Abildgren (2005). However, the data set applied in this article has been slightly revised and updated compared to Abildgren, *op.cit.* The revised data set is available in electronic form on request from the author.

2. For an overview of the available historical national-accounts figures in Denmark, cf. pp. 164-179 in Mogensen (1987), Hyltoft (1993, 1994), Christensen et al. (1995), and Nilsson (1991, 2004).

3. The activities of the sickness benefit associations were transferred to the local governments in 1973. Hansen (1974) and chapter 2 in Bundesen et al. (2001) cover the history of the Danish sickness benefit associations.

4. The net lending of the sickness benefit associations in the years 1893, 1900, 1910, 1920, 1930, 1940, 1950, 1960 and 1971 can be compiled on the basis of Hansen (1974). For all these years the net lending figure of the sickness benefit associations was in the range of 0.0-0.1 percent of GDP at market prices.

account in Hansen (1983). For all relevant years the data have been converted from a fiscal year basis to a calendar year basis.

The accounting principles applied in central and local government accounting statistics have changed over time and the principles are not fully in accordance with the concepts and definitions applied in modern national accounts statistics.⁵ In particular, the accrual basis of accounting was not the dominating principle in central and local government accounts in the pre-1971 period. For instance, prior to the transition to the withholding taxing principle in 1970 there was a time lag between receipt of income and payment of income taxes. No attempt has been made to adjust the figures presented in this article for differences between cash basis accounting and accrual basis accounting. There is therefore a certain amount of uncertainty attached to the exact timing on the general government's expenditures and revenue in the figures presented for the pre-1971 period.

A few comments should be made about the treatment of certain large »special« transactions in the pre-1971 figures for the general-government net lending applied in this article:

- The proceed received by the central government from the sale of the Danish West Indies (87 million kroner) in 1917 are included as revenue in the central-government net lending.
- The amount paid to Germany (101.4 million kroner) in 1920 as compensation for assets in Sønderjylland (the northern part of the old Duchy of Schleswig) is included as an expenditure item in the net lending.
- In 1928 an amount of 136 million kroner is included as an expenditure item in the government net lending representing the central government's expenditure in the reconstruction of Den Danske Landmandsbank.
- The German occupation forces expenditures in Denmark during the years 1940-1945⁶ – compulsorily financed via German accounts at Danmarks Nationalbank against a guarantee from the Danish central government – were never paid by Germany. The amounts are included as expenditures (debt write-off) in the net lending as they occurred in the period 1940-1945. In the central government accounts most of these expenditures were recorded in the revaluation account during the years from 1946 and forward while the rest were included among the current and capital expenditures. The appropriate adjustments for the years 1946 and forward have been made to avoid double recording of the expenditures.

5. For a summary of the main accounting principles in central and local government accounts in the period since 1875, cf. pp. 304-309 in Johansen (1985).

6. The amounts in million kroner were the following: 1940: 804.6; 1941: 852.6; 1942: 701.7; 1943: 1902.5; 1944: 2728.0; and 1945: 574.1.

For the period 1907⁷-1970 the figures for the net lending of the unemployment benefit associations are based on Vater (ed.) (1932) and Arbejdsdirektoratet (1957) supplemented with data from Statistics Denmark. For the period before 1931 the figures have been compiled as movement in the net wealth position of the associations, and for all years of relevance the figures have been converted from a fiscal year basis to calendar year basis.

Annex A presents the resulting estimates of the Danish general government net lending for the whole period 1875-2005. However, the figures should only be considered as a first crude attempt to overcome the lack of time series for general government net lending in the existing version of Danish historical national accounts. It would be highly desirable if future projects on historical national-accounts statistics in Denmark would make an attempt to include a full split of the total economy into at least the general government and the private sector based on a more thorough collation of the general government accounting data.

Unemployment

The figures applied for the number of unemployed persons cover the average annual number of insured and non-insured unemployed persons based on Pedersen (1977) (for the year 1911-1948)⁸ and data from Statistics Denmark (for the period since 1949). In the period 1900-1910 the figures have been interpolated from the development in the average number of insured unemployed persons listed in Cohn (1958) (for the years 1903-1910) and unemployment among labour union members in November stated in Pedersen (1930) (for the years 1900-1902).

For the pre-1900 period only more sporadic information on the level of unemployment in Denmark is available, cf. Hvidt (1977) and Jansen & Johansen (1975). For the period 1875-1899 the figures have therefore been interpolated from the development in the number of persons receiving social security benefits from the local authorities in Copenhagen listed in Christensen (1975). Naturally, the latter can only be perceived as a rough proxy. For the period 1901-1904 the correlation coefficient between the percentage changes in the figures for the number of unemployed persons and the number of persons receiving social security benefits from the local authorities in Copenhagen is 0.6.

7. Public subsidies to unemployment benefits were introduced in 1907.

8. For the years 1931-1939 the unemployment figures in Pedersen (1977) are quite close to the more recent calculations performed by Topp (1997), also covering the number of insured and non-insured unemployed persons. The implied figures for the unemployment rate in the years 1937-1940 – that can be calculated on the basis of the unemployment figures applied in the article at hand – are also quite close to the figures published in Danmarks Statistik (1996), also covering the number of insured and non-insured unemployed as a percentage of the total labour force.

Employment

The employment figures are based on Hansen (1983) (for the period 1903-1947) and data from Statistics Denmark (for the years since 1948). Adjustments have been made for breaks in the series in 1948 and 1966. In the period 1875-1902 the employment figures are calculated as the total labour force less the number of unemployed persons. The pre-1903 figures for the total labour force have been interpolated from Hansen (1983) so that the level of the labour force in 1903 matches the sum of the figures for employment and unemployment in 1903 applied in the article at hand.

Unemployment benefits

For the period since 1963 the general government expenditures on unemployment benefits are based on data from Statistics Denmark. For the period 1903-1962 the figures have been calculated as the number of unemployed persons multiplied by the daily unemployment benefit level per unemployed person stated in Kærgård (1991) and the number of working days per year based on Schmidt-Sørensen (1985). For the period 1875-1902 the calculation method is similar, but here the daily unemployment related government expenditure per unemployed person has been interpolated from the level of unemployment benefits in 1903 and the development in nominal GDP at factor costs per employed person.

Total taxes

The figures for total direct and indirect taxes to the general government (including social security membership contributions) are based on Kærgård (1991) and data from Statistics Denmark. For years of relevance the figures have been converted from fiscal year to a calendar year basis.

Nominal GDP

Finally, the figures for total nominal GDP at factor costs in current prices are based on Hansen (1983) and data from Statistics Denmark.

3. Trends in general-government net lending in Denmark 1875-2005⁹

Figure 1 shows the calculated figures for general-government net lending as a percentage of GDP for the whole period since 1875. It is worth noting that the general government's deficit as a percentage of GDP has only significantly exceeded 3 per cent during World War II and in the beginning of the 1980s (the »abyss« debate).¹⁰ Only in

9. Other long-span studies of the development of the public sector in Denmark are found in e.g. Rasmussen (1972) and Norstrand (1977).

10. Cf. e.g. the description of the budget crisis in Christensen and Topp (1997).

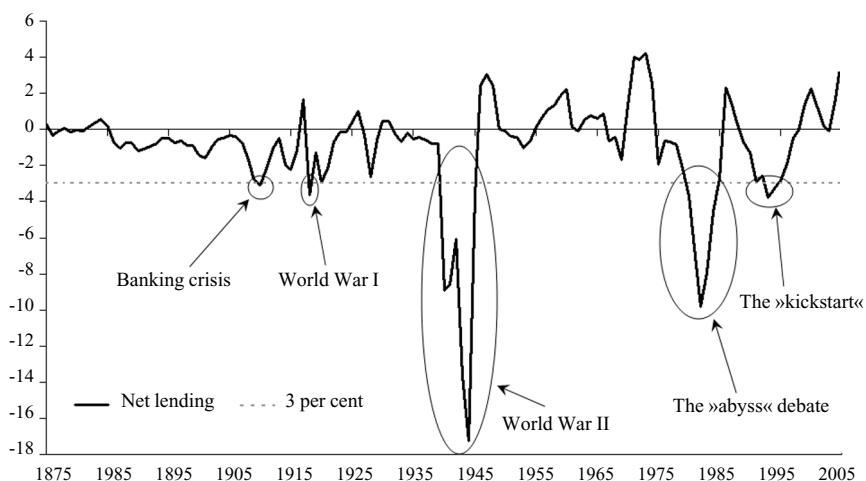


Figure 1. Danish general-government net lending, as a percentage of GDP at current market prices, 1875-2005.

Sources: See the main text.

three other periods has the budget deficit exceeded 3 percent slightly. In two of these cases special factors played a role:

- In 1910 the budget deficit reached 3.1 percent of GDP. This year an amount of 6 million kroner (equivalent to 0.3 percent of GDP) is included as expenditures in the central government net lending representing the central government's contribution to the liquidation fund of 1910 which was to guarantee deposits in a number of failed banks.
- In 1918 – at the end of World War I – the budget deficit reached 3.6 percent of GDP

The last case with a budget deficit exceeding 3 percent of GDP occurred in the years 1993-1994 after 7 years of slow economic growth and a fiscal stimulus to »kickstart«¹¹ the economy.

Today Denmark has one of the largest public sectors in Europe measured by the total general government expenditures as a percentage of GDP. This was not the case around 1870 where the level of government expenditures in e.g. France, Germany, Italy, UK and Austria exceeded that of Denmark, cf. table 1. Even though the Danish general-government budget deficit has not exceeded 3 percent of GDP in most of the period since 1875, this has not prevented the build up of a large tax-financed welfare state where the general government accounts for a substantial share of the economy.

11. Also described in e.g. Christensen and Topp (1997).

Table 1. Total general government expenditures in selected EU countries circa 1870 and 2003, as a percentage of GDP at current prices.

	circa 1870	2003
France	12.6	54.5
Germany	10.0	48.8
Italy	13.7	48.9
UK	9.4	43.7
Austria	10.5	50.8
Denmark	8.9	56.1

Source: Table 1 in Abildgren (2005).

4. Cyclical impact on the general-government budget balance

The government budget balance is influenced by the business cycle due to the so-called »automatic stabilisers«. In periods with strong economic growth and a decline in unemployment the government's expenditures on unemployment benefits will (at unchanged levels of unemployment benefits) decline and the government's direct and indirect tax revenue will (at unchanged tax levels) increase, thereby dampening economic activity. With periods with slow economic growth and increasing unemployment the government budget balance tend to deteriorate, thereby stimulating economic activity. With unchanged discretionary fiscal policy the automatic stabilisers thus contribute to an improved budgetary position in periods with high economic growth and a worse budgetary position in periods with slow economic growth.

Several different methods can be used to evaluate the cyclical impact on the annual changes in the general government budget balance. Since all such methods are surrounded by an element of uncertainty they may to a certain extent paint different pictures. Furthermore, all estimation methods rely on different assumptions that are open to criticism.

A commonly used aggregated method for estimating the cyclical component of the budget builds on a compilation of the output gap (actual GDP less potential GDP) for the economy as a whole and the estimated elasticity of the budget with respect to the output gap. Since potential GDP can not be observed it has to be estimated. This is usually done using either filtering methods or a production-function approach. The filtering approach estimates potential GDP as a trend based on the actual GDP by smoothing the series. This method is therefore not very data demanding but the smoothing is based on a number of more or less arbitrary assumptions that are outside economic-theoretical interpretation and that may have a strong influence on the results. Furthermore, special attention has to be paid to regarding the treatment of observations at the

beginning and the end of the time series being filtered. The production-function approach demands data for the physical capital stock, the structural work force, the non-accelerating inflation level of unemployment and potential total factor productivity, and requires therefore a more comprehensive set of data. Furthermore, some of the data estimations required for the production-function methods also rely on filtering. A more disaggregated method taking into account the different cyclical variations of the various revenue and expenditure items in the budget can also be applied, but naturally such a method requires an even larger database and still makes use of filtering in order to separate out the cyclical elements. In both the aggregated and disaggregated approaches described above problems may also arise in the econometric estimation of the elasticities of the budget items with respect to the output gap. It can be difficult to find stable relationships even though one control for discretionary fiscal-policy measures, and problems of endogeneity may occur since fiscal policy affects the level of economic activity. A third and even more comprehensive approach to evaluate the cyclical impact on government finances could be to estimate the influence on the budget from discretionary fiscal-policy changes with the aid of a complete macroeconomic model and subsequently to calculate the cyclical budget impact on a residual basis.¹²

Christensen (1984, 1993) uses a much simpler methodological approach where the focus is on the changes in the cyclically adjusted budget balance – not the absolute level of the cyclically adjusted budget balance. No estimation of the level of potential GDP is necessary for the application of this method. The estimations of the cyclical impact on the Danish general-government budget 1875-2005 below follow an approach heavily inspired by Christensen *op.cit.*¹³

Using the following mnemonics:

- T_t Total taxes (million kroner, current prices) received by the general government in year t .
- Y_t Total GDP (million kroner, current prices) at factor costs in year t .
- L_t Total employment (1000 persons) in year t .
- UB_t Total amount of unemployment benefits (million kroner, current prices) paid out by the general government in year t .

12. For a more detailed technical outline and discussion of different methods to compile cyclically budget impacts and cyclical adjusted budget balances, cf. e.g. Andersen (2002), Hansen and Knudsen (1999) and Skaarup (2005).

13. Topp (1995) has also applied an approach close to Christensen (1993) in a study of the cyclical impact on the Danish general-government budget balance 1929-1939. According to Christensen his method of calculation for the period 1960-1990 delivers results for discretionary fiscal-policy changes that are quite close to calculations made by the Danish Ministry of Finance based on a macroeconomic model when one takes differences in the treatment of interest payments into account, cf. page 123 in Christensen (1993).

U_t Unemployment (1000 persons) in year t .

a Parameter ($a < 0$) representing the change in the number of employed persons (1000 persons) when the number of unemployed persons increase by 1000 persons.

CA_t Cyclical impact (million kroner, current prices) on the change in the general-government net lending from year $t-1$ to year t .

the cyclical impact on the change in the general-government net lending from year $t-1$ to year t can be estimated as:

$$CA_t = \frac{T_t}{Y_t} \cdot \frac{Y_t}{L_t} \cdot a \cdot (U_t - U_{t-1}) + \frac{T_t}{Y_t} \cdot \frac{UB_t}{U_t} \cdot (U_t - U_{t-1}) - \frac{UB_t}{U_t} \cdot (U_t - U_{t-1}) \quad (1)$$

When, e.g., the number of unemployed increases ($U_t - U_{t-1} > 0$) the calculation procedure in equation [1] assumes that the government budget is affected by the following three channels:

- The total number of employed persons declines thereby reducing the government's tax revenue by an amount corresponding to the implicit tax rate (T_t/Y_t) multiplied by the decrease in employment ($a \cdot (U_t - U_{t-1})$) and the level of GDP per employed person (Y_t/L_t).
- However, the government's tax revenue increases by an amount corresponding to the implicit tax rate (T_t/Y_t) multiplied by the increase in the number of unemployed persons ($U_t - U_{t-1}$) and the level of unemployment benefits (UB_t/U_t).
- Finally, the government's expenditure increases by the increase in the number of unemployed persons ($U_t - U_{t-1}$) multiplied by the level of unemployment benefits (UB_t/U_t).

The estimates of the cyclical impact on the general-government budget balance compiled in this article are based on figures for the total amount of direct and indirect taxes, the total economy-wide GDP, the total number of employed and unemployed persons for the whole economy and the total amount of unemployment benefits, cf. T_t , Y_t , L_t , U_t and UB_t in equation [1]. The calculations are therefore performed on a rather aggregated level due to data availability and should only be considered as rough approximations. The calculations in Christensen (1993) and Topp (1995) cover shorter historical time spans, which makes it more tractable to apply a somewhat more detailed approach. The calculations in Christensen *op.cit.* involve the total economy-wide

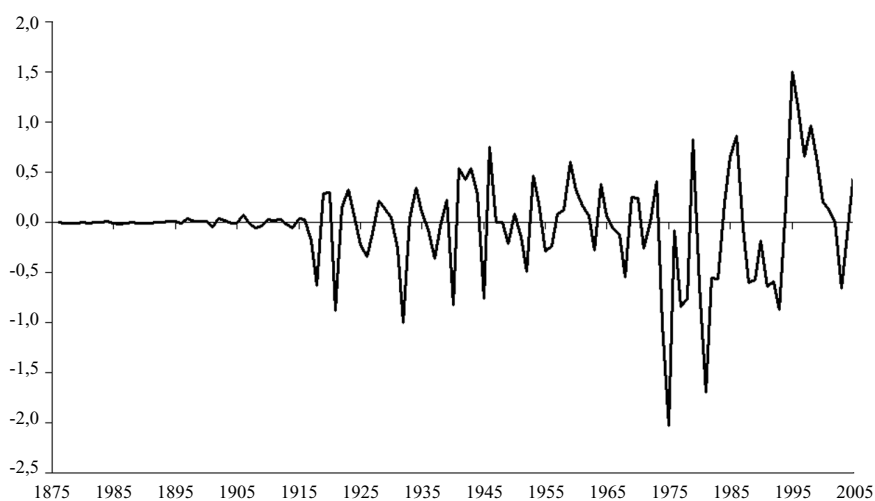


Figure 2. Cyclical impact on the change in the Danish general-government budget balance, as a percentage of GDP at current market prices, 1876-2005.

Sources: See the main text.

unemployment, the unemployment benefit compensation rate, the private sector wage sum, the personal tax rate, indirect taxes and private demand. Topp *op.cit.* uses the total economy unemployment, the unemployment benefit compensation rate, the total economy-wide wage sum, indirect taxes, private consumption, the direct tax ratio and the total economy-wide GDP.

As mentioned in section 2 unemployment benefit societies are first included within the general government sector with effect from 1907. However, the calculations made on the basis of equation [1] assume that the development in unemployment in the pre-1907 period can also be used as a proxy for the cyclical variation of the economy that impacts on the government budget balance.

The parameter a in equation [1] has been estimated at -1.22 on the basis of a simple linear regression of the annual changes in employment and unemployment in the period 1876-2005. Employment thus has to be increased by 1,220 persons in order to reduce the unemployment by 1,000 persons, reflecting a pro-cyclical labour-market participation rate (i.e. better employment opportunities causes more people to enter into the labour force, and vice versa).

The estimated cyclical impact on the general-government budget balance in the period since 1875 measured as a percentage of GDP is shown in figure 2. The cyclical impact has increased over time in step with the increased level of the automatic stabilisers (i.e. the increased tax rate and unemployment benefit compensation rate).

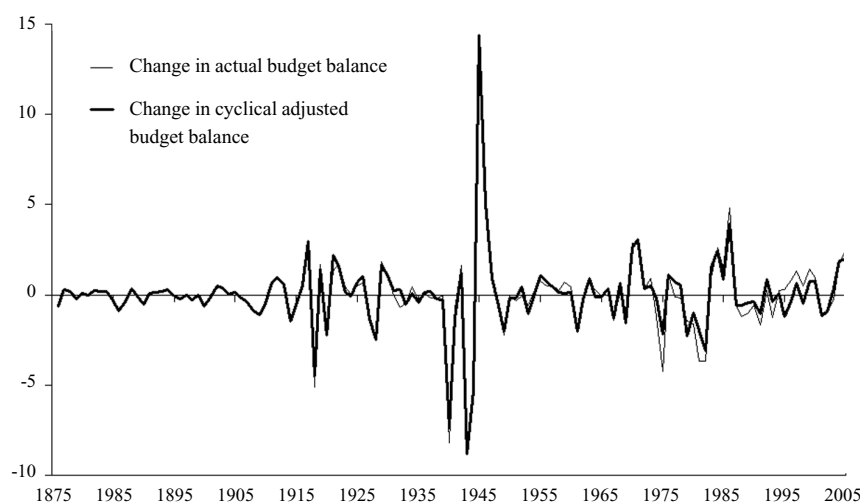


Figure 3. Actual and cyclically adjusted changes in the Danish general-government budget balance, as a percentage of GDP at current market prices, 1876-2005.

Note: The change in the cyclically adjusted budget balance is equal to the change in the actual budget balance less the cyclical impact on the budget.

Source: See the main text.

When interpreting such figures of the cyclical impact on the general government budget, one should take a number of factors into consideration:

- Any change in the number of unemployed persons gives rise to a cyclical impact on the budget – irrespective of the »nature« of the change in unemployment (i.e. whether it relates to a change in the level of »structural« unemployment or not). This reflects that the fact that any changes in the level of unemployment will automatically have a budget impact due to the government's unemployment-related expenditures.
- It may be argued that the budget impact of some of the labour-force-reducing measures that have been applied in certain periods ought to be considered as »cyclical«. Examples from the last couple of decades include the early retirement schemes introduced in 1979, the temporary leave schemes introduced in 1994 and the welfare to work programmes also introduced in 1994.
- All changes in government net interest payments are treated as non-cyclical. An increase in e.g. the interest payments on the government debt due to a higher level of interest rates will therefore be considered as an expansive discretionary fiscal policy if the increase in interest expenditure is not covered by increased revenue.
- The calculations behind figure 2 make use of a rather narrow definition of the cyclical factors influencing the government budget since they solely reflect the budgetary

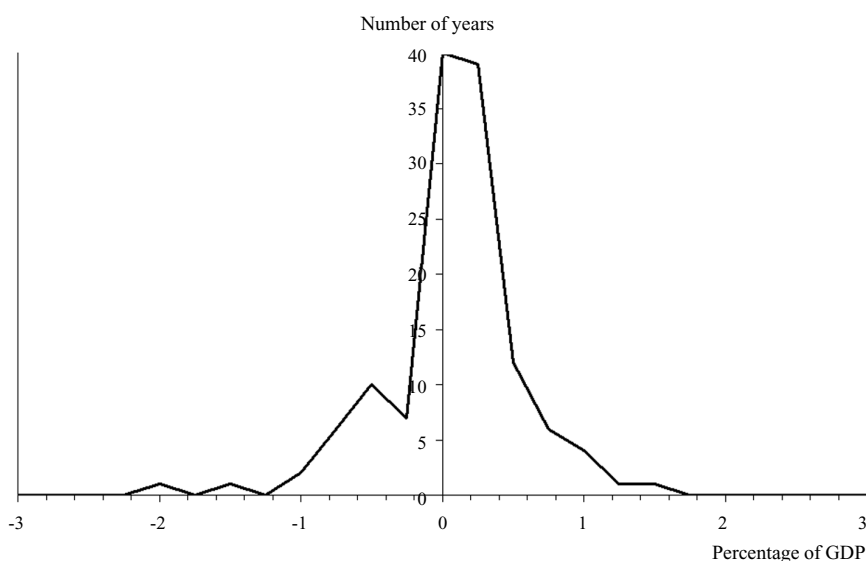


Figure 4. Frequency distribution of the cyclically driven annual changes in Danish general-government budget balance, 1876-2005.

Source: See the main text.

effects resulting from changes in the level of unemployment. The cyclical influence on e.g. corporate gross profits and thereby corporate taxes is not taken into account in the calculations.

- Finally, one could argue that also discretionary fiscal-policy changes also depend on the business cycle in some sort of fiscal-policy reaction function. Such endogenous fiscal-policy effects are not included in the more »automatic« cyclical budget impact shown in figure 2.

Figure 3 shows the annual changes in the actual and cyclically adjusted general-government budget balance as a percentage of GDP over the period 1876-2005. It seems that the cyclical impact on the government budget balance is most often relatively modest compared to the budgetary impact of discretionary fiscal policy changes or other (structural or extraordinary) factors influencing the budget.

Figure 4 shows the frequency distribution of the 130 cyclically driven annual changes in Danish general-government budget balance in the period since 1876. The largest cyclical deterioration of the general government budget in a single year (in 1975) amounted to around 2 percent of GDP. If one looks at the accumulated cyclical impact on the budget over 2, 3 or 4 consecutive years, the number of cases where the accu-

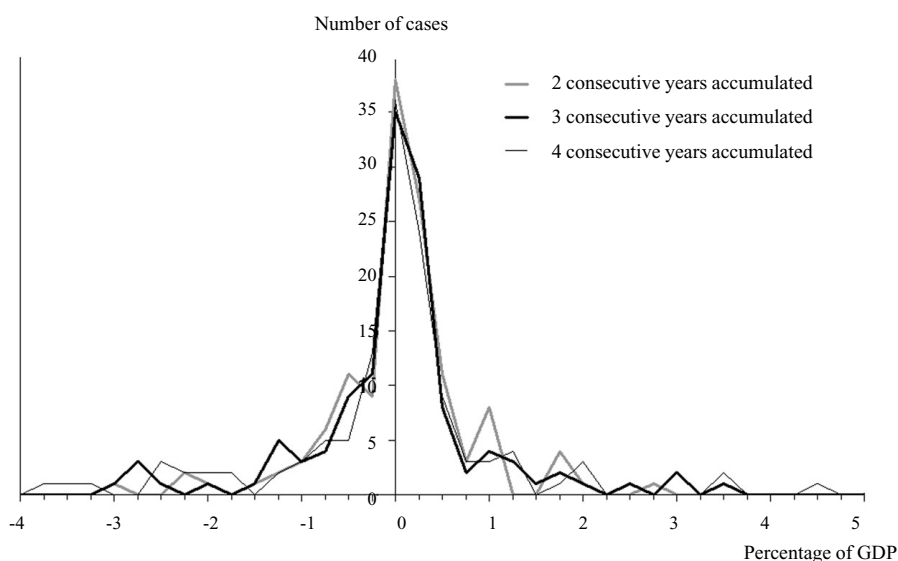


Figure 5. Frequency distribution of the accumulated cyclically driven changes in Danish general-government budget balance, 1876-2005.

Source: See the main text.

mulated negative impact on the budget exceeded more than that 3 per cent of GDP is respectively 1, 1 and 3 during the whole period since 1875, cf. figure 5.

Abildgren (2005) compares the estimates of the cyclical impact on the general government budget balance presented in this article with the results found in Topp (1995) for the period 1930-1939 and in Christensen (1993) for the period 1960-1990. The results presented in figure 2 of the article at hand for the years 1930-1939 are quite close to the figures presented in Topp (1995), although the cyclical budgetary impact calculated in the article at hand for some years are slightly larger than those calculated by Topp. Christensen (1993) finds in general somewhat larger cyclical impacts on the general government budget balance than the study at hand but a large part of this difference can be attributed to the use of different estimates of the parameter a .

The comparisons with the results in Topp (1995) and Christensen (1993) do not alter the overall impression that the cyclical impact on the government budget balance most often seems to be relatively modest. However, the comparisons underline the importance of the choice of the parameter a in equation [1] representing the change in the number of employed persons (1000 persons) when the number of unemployed persons increases by 1000 persons. The results presented in the article at hand based on a value of a equal to $a = -1.22$ (estimated on the basis of the whole period 1875-2005) may

tend to underestimate the cyclical impact on the general-government budget balance in the post-1960 period. One could of course try to redo the calculations with a time-varying estimate of the parameter a , but the value-added to the analysis above will probably be limited. A better way forward would be to try to establish a more detailed set of data for general government finances since 1875 that will allow a more comprehensive estimation of the cyclical impact on the general government budget.

The economic literature does not provide any unique and clear-cut operational definition of fiscal sustainability.¹⁴ A 3-percent reference value for the general government deficit relative to GDP has served as a key benchmark in the monitoring of public finances within EU member states since the start of the second stage of the Economic and Monetary Union (EMU) in 1994. Taking into account that the cyclical budget volatility presented in this article may be too low in the post-1960 period the results seem to indicate a need for the cyclically adjusted budget balance to be in surplus in periods with strong economic growth if the automatic stabilisers should be allowed to work freely during a cyclical downturn without violating a 3-percent budget criteria.

14. Cf. e.g. the survey and discussion in Marinheiro (2004).

References

- Abildgren, K. 2005. Estimates of the Danish general government budget balance and the cyclical budget volatility 1875-2003, *Danmarks Nationalbank Working Paper*, No. 30, October.
- Andersen, A. B. 2002. Cyclically Adjusted Government Budget Balances, *Danmarks Nationalbank Monetary Review*, 3rd Quarter, p. 47-58
- Arbejdsdirektoratet 1957. *Arbejdsløshedssikringen i Danmark 1932-1957*, Copenhagen: Arbejdsdirektoratet.
- Bundesen, P., L. S. Henriksen and A. Jørgensen 2001. *Filantropi, Selvhjælp og Interseorganisering. Frivillige Organisationer i Dansk Socialpolitik 1849-1990erne*, Odense: Odense Universitetsforlag.
- Christensen, A. M. 1984. *Bilag: Beregnede ændringer i finanspolitikken 1967-83, Annex to Hoffmeyer, E. 1984. Perspektiver i den danske renteudvikling*, in: BRF 1984. *BRF's jubilæumskonference »Renten« fre-dag den 2. marts 1984*, Copenhagen: BRF.
- Christensen, A. M. 1993. Finanspolitikken 1960-1990, Appendix 2 in Hoffmeyer, E. 1993. *Pengepolitiske problemstillinger 1965-1990*, Copenhagen: Danmarks Nationalbank, p. 123-25.
- Christensen, A. M. and J. Topp. 1997. *Monetary policy in Denmark since 1992*, in: *Monetary policy in the Nordic countries: Experiences since 1992*, *BIS Policy Papers*, No. 2, Basel: BIS, p. 5-23.
- Christensen, J. P. 1975. *Lønudviklingen inden for dansk håndværk og industri 1870-1914. Bilag*, Copenhagen: Akademisk forlag.
- Christensen, J. P., R. Hjerpe, O. Krantz, and C.-A. Nilsson. 1995. Nordic Historical National Accounts since the 1880s, *Scandinavian Economic History Review*, Vol. XLIII(1), p. 30-52.
- Cohn, E. 1958. *Privatbanken i København gennem hundrede aar 1857-1957, II. halvbind: Efter århundredskiftet*, Copenhagen: Privatbanken i København.
- Danmarks Statistik 1996. Arbejdsløshedsserier 1910-1995, *Statistiske Efterretninger. Arbejdsmarked*, No. 28.
- Hansen, H. C. 1974. *Historien om sygekasserne*, Aalborg: De samvirkende centralfor- eninger af sygekasser i Danmark.

- Hansen, S. Aa. 1983. *Økonomisk vækst i Danmark. Bind II: 1914-1983*, Third Edition, Copenhagen: Akademisk Forlag.
- Hansen, N. L. and D. Knudsen 1999. Measurement of Fiscal Policy, *Danmarks Nationalbank Monetary Review*, 4th Quarter, p. 37-52.
- Hyldtoft, O. 1993. Danske historiske nationalindkomstberegninger, *Nationaløkonomisk tidsskrift*, Vol 131, p. 344-53.
- Hyldtoft, O. 1994. Uløste problemer i danske historiske nationalregnskaber, *Nationaløkonomisk tidsskrift*, Vol 132, p. 92-102.
- Hvidt, K. 1977. Arbejdsformidling og arbejdsløshed før 1914, *Erhvervshistorisk årbog*, 1976-77, p. 108-18.
- Jansen, C. R. and E. K. Johansen 1975. Studiet af arbejdsløshed. Et forskningsprojekt om beskæftigelsesforholdene i Danmark i det 19. århundrede, *Erhvervshistorisk årbog*, 1974, p. 51-70.
- Johansen, H. C. 1985. *Danish historical statistics 1814-1980*, Copenhagen: Gyldendal.
- Kærgård, N. 1991. *Økonomisk vækst. En økonomisk analyse af Danmark 1870-1981*, Copenhagen: Jurist- og Økonomforbundets Forlag.
- Marinheiro, C. F. 2004. *Sustainability of Portuguese Fiscal Policy in Historical Perspective*, mimeo, University de Coimbra, December.
- Mogensen, G. V. 1987. *Historie og økonomi*, Copenhagen: Akademisk Forlag.
- Nilsson, C.-A. 1991. Er der behov for et HND?, *Historisk Tidsskrift*, Bind 91 Hæfte 1, p. 218-26.
- Nilsson, C.-A. 2004. LAMEJSLA. Nye serier for landbrug og landbrugsindustri i de danske historiske nationalregnskaber 1900-1947, *Historisk Tidsskrift*, Vol. 104, p. 229-41.
- Norstrand, R. 1977. Høj eller lav vækst i det offentlige forbrug?, *Juristen & Økonomen*, Vol. 59, p. 149-57.
- Pedersen, J. 1930. *Arbejdslønnen i Danmark under skiftende konjunkturer i perioden ca. 1850-1913*, Copenhagen: Nordisk Forlag.
- Pedersen, P. J. 1977. Arbejdsstyrke og beskæftigelse 1911-70, *Socialt Tidsskrift*, Vol. 53(2), p. 31-56.
- Rasmussen, P. N. 1972. Den offentlige sektor gennem 100 år, *Nationaløkonomisk tidsskrift*, Vol. 110, p. 332-78.
- Schmidt-Sørensen, J. B. 1985. Arbejdstidsforkortelse i historisk perspektiv, *Økonomi & Politik* 1985, Vol. 59(1), p. 2-11.
- Skaarup, M. 2005. A bottom-up approach to assess the budgetary impact of discretionary fiscal policies, *Finansministeriet Working paper*, No. 15.
- Topp, N.-H. 1995. Influence of Public Sector on Activity in Denmark 1929-39, *Scandinavian Economic History Review*, Vol. XLIII, p. 339-56.
- Topp, N.-H. 1997. Unemployment in Denmark in the 1930s, *Scandinavian Economic History Review*, Vol. XLV, p. 131-41.
- Vater, Aa., red., 1932. *Arbejdsløshedslovgivningen i Danmark gennem 25 aar 1907-1932*, Copenhagen.

Annex A: Danish general-government net lending, current prices, 1875-2005.

Year	million kroner	percent of GDP at market prices	Year	million kroner	percent of GDP at market prices
1875	2.6	0.3	1945	-530.3	-3.7
1876	-3.1	-0.4	1946	376.3	2.4
1877	-0.8	-0.1	1947	529.6	3.1
1878	0.6	0.1	1948	454.1	2.4
1879	-1.2	-0.1	1949	-1.8	0.0
1880	-0.3	0.0	1950	-18.3	-0.1
1881	-0.8	-0.1	1951	-100.2	-0.4
1882	1.4	0.2	1952	-118.7	-0.4
1883	3.1	0.3	1953	-289.3	-1.0
1884	4.9	0.6	1954	-199.1	-0.7
1885	1.8	0.2	1955	37.9	0.1
1886	-5.9	-0.7	1956	208.6	0.6
1887	-9.0	-1.1	1957	396.1	1.1
1888	-6.2	-0.7	1958	488.8	1.3
1889	-6.8	-0.7	1959	769.5	1.9
1890	-12.1	-1.2	1960	974.7	2.2
1891	-11.5	-1.1	1961	64.5	0.1
1892	-10.0	-1.0	1962	-41.7	-0.1
1893	-8.0	-0.8	1963	335.8	0.6
1894	-4.9	-0.5	1964	522.9	0.8
1895	-5.4	-0.5	1965	465.9	0.6
1896	-7.9	-0.7	1966	695.2	0.9
1897	-7.5	-0.7	1967	-554.7	-0.6
1898	-10.8	-0.9	1968	-434.6	-0.4
1899	-11.1	-0.9	1969	-1907.8	-1.7
1900	-19.6	-1.4	1970	1648.0	1.3
1901	-22.3	-1.6	1971	5502.0	4.0
1902	-14.4	-1.0	1972	6054.0	3.9
1903	-8.0	-0.5	1973	7658.0	4.2
1904	-7.3	-0.5	1974	5231.0	2.6
1905	-5.1	-0.3	1975	-4365.0	-1.9
1906	-6.9	-0.4	1976	-1629.0	-0.6
1907	-13.5	-0.8	1977	-2021.0	-0.7
1908	-30.9	-1.7	1978	-2660.0	-0.8
1909	-52.0	-2.8	1979	-8013.0	-2.2
1910	-61.0	-3.1	1980	-14446.0	-3.7
1911	-45.9	-2.2	1981	-30200.0	-7.0
1912	-24.2	-1.1	1982	-48209.0	-9.8
1913	-11.3	-0.5	1983	-42971.0	-7.9
1914	-50.2	-1.9	1984	-27268.0	-4.6
1915	-65.8	-2.2	1985	-17584.0	-2.7
1916	-44.1	-1.1	1986	15985.0	2.3
1917	68.1	1.7	1987	11120.0	1.5
1918	-170.3	-3.6	1988	2141.0	0.3
1919	-73.9	-1.3	1989	-5863.0	-0.7

continued ...

continued ...

Year	million kroner	percent of GDP at market prices	Year	million kroner	percent of GDP at market prices
1920	-215.4	-2.9	1990	-10762.0	-1.3
1921	-135.2	-2.2	1991	-25417.0	-2.9
1922	-37.8	-0.7	1992	-23184.0	-2.6
1923	-9.4	-0.2	1993	-34453.0	-3.8
1924	-8.8	-0.1	1994	-32006.0	-3.3
1925	21.6	0.3	1995	-29081.0	-2.9
1926	59.2	1.0	1996	-20610.0	-1.9
1927	-18.5	-0.3	1997	-5680.0	-0.5
1928	-148.7	-2.6	1998	-146.0	0.0
1929	-37.0	-0.6	1999	16979.0	1.4
1930	26.8	0.4	2000	29358.0	2.3
1931	26.0	0.5	2001	15876.0	1.2
1932	-11.8	-0.2	2002	3226.0	0.2
1933	-40.4	-0.7	2003	-998.0	-0.1
1934	-12.5	-0.2	2004	24800.0	1.7
1935	-35.4	-0.5	2005	62862.0	4.1
1936	-29.6	-0.4			
1937	-43.6	-0.6			
1938	-63.2	-0.8			
1939	-66.1	-0.8			
1940	-808.9	-8.9			
1941	-882.0	-8.6			
1942	-694.5	-6.1			
1943	-1764.9	-13.6			
1944	-2491.4	-17.3			

Sources: See section 2 in the main text.

Stigende sundhedsudgifter – et aldrings- eller et velstandsfænomen?

Lars Haagen Pedersen

Danish Rational Economic Agents Model, DREAM, E-mail: lhpa@dreammodel.dk

Marianne Frank Hansen

Danish Rational Economic Agents Model, DREAM, E-mail: mfr@dreammodel.dk

SUMMARY: Health care expenditure has increased faster than income in most OECD countries during the last 30 to 40 years. Expectations are that demographics will further increase expenditure growth in the coming years. However, wealth, technological progress, and increasing relative prices (partly due to Baumol effects) are likely to remain the main driving forces of health care expenditures in the future. It may be compatible with individual optimality that growth in health care expenditure remains higher than general economic growth. If this is the case, health care expenditure may become the major challenge to the universal welfare state.

1. Indledning

OECD-landene anvender en stadig større andel af den samlede indkomst på sundheds- og ældreplejeområdet. Det sker samtidig med, at landene oplever en eksponentiel stigning i indkomsten målt ved BNP og samtidig med, at landenes befolkninger oplever en stort set konstant årlig stigning i midlertidigheden.

Denne udvikling har fundet sted i de seneste 30-40 år, som også har været karakteriseret ved, at andelen af ældre i befolkningerne stort set ikke har været voksende. Det er således ikke-demografiske effekter, der har været hoveddrivkræfterne bag den hidtidige udvikling i sundheds- og ældreplejeudgifterne. I fremtiden forventes imidlertid en betydelig stigning i andelen af ældre i befolkningerne i OECD-landene, og denne udvikling forventes i sig selv at føre til en stigning i sundheds- og specielt ældreplejeudgifterne. Det skyldes, at gennemsnitsudgifterne til sundhed og særligt ældrepleje pr. person har tendens til at vokse med alderen.

Kombinationen af de ikke-demografiske effekter bag den hidtidige udvikling og den kommende demografiske udvikling kan tilsammen føre til, at sundheds- og ældreplejeudgifterne kommer til at udgøre det mest betydningsfulde finansieringsproblem for velfærdsstaterne i de kommende 30 – 40 år. Formålet med denne artikel er dels at dis-

lutere omfanget af den forventede stigning i sundheds- og ældreplejeudgifternes andel af den samlede indkomst og dels at diskutere fordelingen af stigningen på henholdsvis en velstandseffekt og en demografisk effekt.

Den del af den forventede stigning i sundhedsudgifterne, der hidrører fra den demografiske udvikling, kan opdeles i to effekter. Den ene effekt er en ren mængdeeffekt, som forøger sundhedsudgifterne. Denne fremkommer, fordi de generationer, der trækker sig tilbage fra arbejdsmarkedet i disse år hører til de største i stort set alle OECD-landene, mens de generationer, der kommer ind på arbejdsmarkedet, typisk hører til de mindste i nyere tid. Andelen af ældre vil derfor være stigende i de kommende år – også selvom restlevetiden for ældre imod forventning ikke skulle stige i de kommende år.

Den anden demografiske effekt fremkommer, fordi befolkningens alderssammensætning også påvirkes af stigningen i levetiden. Levetiden stiger grundlæggende, fordi befolkningens sundhedstilstand gradvist forbedres, og fordi det er muligt for lægevidenskaben at forlænge livet gennem nye behandlinger. Der er næppe tvivl om, at begge elementer har betydning. Undersøgelser peger på, at forbedret sundhed fører til, at den periode af livet, hvor sundhedsudgifterne er lave, forlænges i takt med at levetiden stiger, mens forbedrede behandlingsmetoder har tendens til at føre til, at de aldersafhængige gennemsnitsudgifter vokser mest for de ældre årgange, bl.a. fordi dyrere behandlinger udbredes til personer med højere alder. Herudover peger en række undersøgelser på, at stigende levetid fører til en reduktion i de gennemsnitlige aldersbetingede udgifter til sundhed, fordi en del af sundhedsudgifterne er såkaldte terminalbehandlingsudgifter, der er knyttet til afslutningen af livet og således kun afholdes en gang uafhængigt af levetiden.¹ Sammenfattende er konklusionen, at den del af stigningen i de ældres andel af befolkningen, der skyldes stigende middellevetid, må forventes at føre til en stigning i sundhedsudgifterne, der er mindre end sundhedsudgifternes aldersafhængighed umiddelbart implicerer.

Den største del af den forventede stigning i sundhedsudgifterne vedrører derfor også i de kommende år de ikke-demografiske effekter. Der er to elementer i dette. Den ene effekt er en indkomsteffekt, som betyder, at for velfærdssystemet er sundhedsudgifter et »luksus-gode« karakteriseret ved, at indkomstelasticiteten i de samlede sundhedsudgifter er større end én. Argumentationen bag dette er, at i takt med den økonomiske vækst stiger den marginale værdi af forlænget/forbedret liv relativt til en højere forbrugsstrøm i en given livsperiode, fordi væksten indebærer, at marginalnyttens af forbrug i en given periode er aftagende. Det er derimod ikke tilfældet med nytten af forøget levetid. Den anden effekt hidrører fra en relativ priseffekt på sundhedsydelser,

1. Velfærdskommissionen (2005) har en nærmere diskussion af de enkelte effekter og henvisninger til litteraturen.

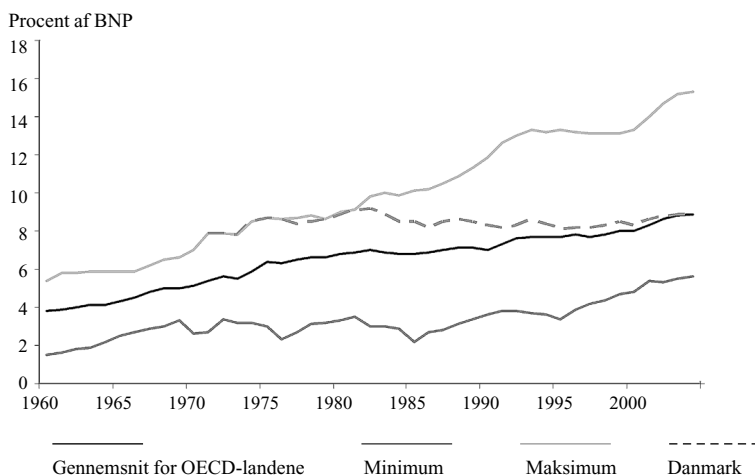
som primært er begrundet i, at de lægevidenskabelige fremskridt fører til, at nye sygdomme kan behandles ved anvendelse af ny teknologi, som ofte er kostbar relativ til den eksisterende behandling. Man kan argumentere for, at der er tale om stigende marginale omkostninger ved en given forlængelse/forbedring af livet, som følge af den stigende levetid.

For ældreplejeudgifterne gælder som nævnt, at disse i langt højere grad end sundhedsudgifter er voksende med alderen. Det betyder, at disse udgifter potentielt er mere følsomme overfor den demografiske udvikling. Som ovenfor kan den demografiske effekt opdeles i en ren alderssammensætningseffekt, der skyldes forskelle i generationernes størrelse og et bidrag til et stigende antal ældre som følge af voksende levetid. Vedrørende den sidstnævnte stigning i ældreandelen er der grund til at forvente, at bedre sundhedstilstand vil føre til, at det alderstrin, hvor de gennemsnitlige udgifter til ældrepleje tager til, vil forøges, når middellevetiden vokser. Der er derfor også for ældreplejeudgifterne grund til at forvente, at de vokser mindre som følge af den demografiske udvikling, end en umiddelbar anvendelse af de aldersafhængige udgifter vil føre til.

Vedrørende de ikke-demografiske påvirkninger kan der argumenteres for, at ældreplejeudgifter har karakter af nødvendighedsgoder. En del af disse goder forudsættes visitering og anvendes derfor kun, når det vurderes at være nødvendigt. Alt andet lige er der således grund til at forvente, at disse udgifter ville komme til at udgøre en faldende andel BNP for en given befolkningssammensætning i en økonomi med økonomisk vækst. Imidlertid er ældreplejeudgifter stort set udelukkende lønudgifter, og der er begrænsede muligheder for produktivitetsstigninger. Baumoleffekten indebærer derfor, at den relative pris på disse ydelser vokser omtrent med udviklingen i reallønnen, jf. Baumol (1967, 1993). For givet serviceniveau og given aldersfordeling i befolkningen er der derfor en tendens til, at disse udgifter vokser i samme takt som den generelle vækst i økonomien. Velstands- eller indkomsteffekter trækker herudover i retning af reelt højere serviceniveau, som i tilfælde af, at denne effekt er kraftigere end produktivitetsudviklingen på området, fører til at også denne udgiftspost kan have tendens til at vokse hurtigere end den generelle vækst i økonomien.

Samlet er konklusionen, at selvom sundheds- og ældreplejeudgifterne i de kommende år påvirkes i opadgående retning af den stigende ældreandel, vil denne udvikling være begrænset i forhold til stigningen i udgifterne som følge af ikke-demografiske effekter som udviklingen i de relative priser og indkomstelasticiteten på sundhedsydelser. Det forudsatte finansieringsproblem med hensyn til sundheds- og ældreplejeudgifter er således i højere grad et velstandsproblem end et aldringsproblem.

I denne artikel laves en oversigt over den makroøkonomiske tilgang til debatten om sundhedsudgifternes udvikling. Først præsenteres en række »stylized facts« vedrøren-



Figur 1. Sundhedsudgifter i pct. af BNP i OECD.

Kilde: OECD Health Data 2006.

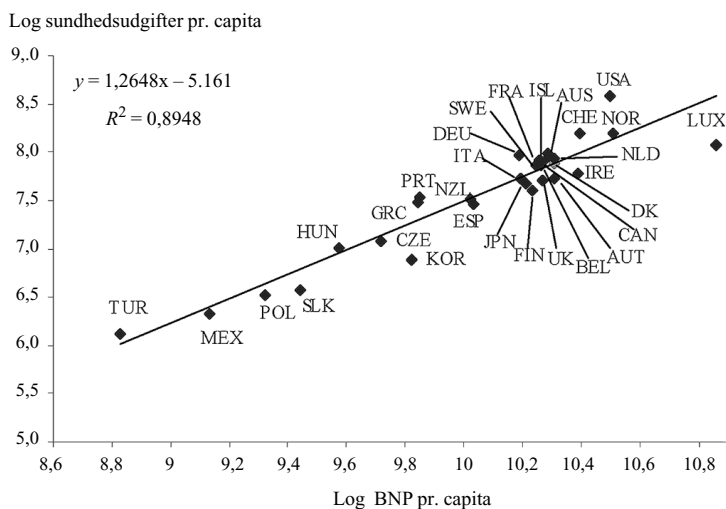
de sundheds- og ældreplejeudgifter og udviklingen i levetiden i form af internationale sammenligninger. Dernæst præsenteres en simpel model, der – baseret på argumentationen i Hall & Jones (2006) – illustrerer, at det kan være foreneligt med individuel rationalitet, at sundhedsudgifterne udgør en voksende andel af det samlede forbrug i en økonomi med økonomisk vækst. Endelig præsenteres en analyse af udviklingen i sundheds- og ældreplejeudgifter og disses fordeling på henholdsvis velstandseffekt og demografisk effekt i Danmark i den korte periode, hvor disse data er tilgængelige.

2. Væksten i sundhedsudgifterne relativt til indkomsten

Sundheds- og ældreplejeudgifternes andel af BNP er voksende over tid i de fleste lande, jf. figur 1. Målt som gennemsnit for alle OECD lande er disse udgifters andel af BNP vokset fra knap 4 pct. til 9 pct. i perioden fra 1960 til 2003. Hvis man i stedet betragter det land, der i et givet år har de højeste udgifter til sundhed i OECD, er udgifterne i dette maksimum vokset fra 5,5 pct. til 15 pct. af BNP.

For Danmark er der data for perioden fra 1971 til 2003. I denne periode skiller Danmark sig ud fra stort set alle øvrige lande ved, at sundheds- og ældreplejeudgifternes andel af BNP er fastholdt på et niveau på mellem 8 og 9 pct. af BNP. Udviklingen betyder, at Danmark fra at have været det OECD land, der brugte den højeste andel af BNP på sundhedsudgifter i 1982, har bevæget sig til en position, hvor sundhedsudgifterne svarer til gennemsnittet i OECD.

Samtidig med, at sundhedsudgifternes andel af BNP er vokset, er BNP i sig selv vokset med gennemsnitligt omkring 2,5 pct. pr. år i OECD-området i perioden fra



Figur 2. Sundhedsudgifter og BNP.

Kilde: OECD Health Data 2006.

1970 – 2002, OECD (2006). Der er således en tendens til, at sundheds- og ældreplejeudgifternes andel af indkomsten er større, jo højere indkomsten er, når udviklingen i et givet land (eller et gennemsnit af lande) betragtes over tid. Samme tendens findes, hvis man betragter tværsnitsdata, dvs. sammenligner sundheds- og ældreplejeudgifter for forskellige lande med forskellige indkomstniveauer på et givet tidspunkt. Velfærdskommissionen (2006) har på tværsnitsdata for 2002 foretaget en meget simpel estimation af makro-indkomstelasticiteten i sundhedsudgifterne og finder, at denne bliver 1,26.

OECD (2006) indeholder en oversigt over estimerede indkomstelasticiteter for enkeltlande på forskellige aggregeringsniveauer. Det fremgår heraf, at indkomstelasticiteter på mikrodata har tendens til at være betydeligt under én, mens mere aggregerede studier har tendens til at finde højere indkomstelasticiteter, og en række makrostudier finder typisk elasticiteter over én. Disse forskelle kan hænge sammen med, at det på mikroniveau er vanskeligt at korrigere for den omvendte kausalitet, dvs. at forøget sygelighed kan være grunden til lavere indkomst. Tilsvarende kan efterspørgslen være begrænset som følge af et givet offentligt udbud. Endelig kan samvariationen mellem stigende sundhedsudgifter og stigende indkomst dække over en række øvrige forhold som f.eks. systematisk stigende relative priser på sundheds- og ældrepleje dels som følge af Baumoleffekter og dels som følge af den teknologiske udvikling på det lægevidenskabelige område, der introducerer nye og bedre, men også dyrere behandlinger. OECD søger i en række makroestimationer at korrigere for disse effekter samt

for udbudseffekter og finder, at makroindkomstelasticiteten derved reduceres til ca. 0,9.

Med udgangspunkt i denne analyse opdeles væksten i reale offentlige sundheds- og ældreplejeudgifterne pr. capita for en række OECD-lande i perioden 1970-2002 i en demografisk effekt (ændret aldersfordeling), en indkomsteffekt, hvor det antages, at indkomstelasticiteten er 1 og en residualeffekt. Residualeffekten er mål for den årlige merstigning i sundhedsudgifterne pr. person, når der er taget højde for demografi og indkomstudvikling. For gennemsnittet af lande er den samlede gennemsnitlige årlige vækst i realudgifterne pr. person på 4,3 pct. Heraf forklarer den demografiske udvikling 0,4 pct., indkomstudviklingen 2,5 pct. og residualen er på 1,5 pct.² Dvs. der er en mervækst i sundhedsudgifterne på 1,5 pct. om året ud over den almindelige indkomstudvikling, når der er korrigeret for den demografiske udvikling. Der er relative små forskelle imellem landenes demografiske effekter, lidt større mellem indkomsteffekterne, mens de største forskelle findes i mervækst i sundhedsudgifterne pr. person. For perioden fra 1980-2002 skiller Irland, Danmark, Sverige og Italien sig ud som de »vestlige« lande, hvor sundhedsudgifterne pr. person er vokset mindre end indkomsten, når der er korrigeret for ændringer i alderssammensætningen. For Irland gælder det særlige forhold, at den gennemsnitlige realvækst i indkomsten med et niveau på 4,9 pct. pr. år har været mere end dobbelt så høj som OECD-gennemsnittet. For Italien er residualen på -0,1 pct. pr. år, mens den er hhv. -0,5 og -0,4 pct. pr. år i Danmark og Sverige. De øvrige lande, som har negative mervækstrater i samme størrelsesorden, er alle tidligere østeuropæiske lande (Tjekkiet, Slovakiet, Ungarn og Polen).³

For de kommende 40-50 år fremskriver OECD sundhedsudgifterne under antagelse af »healthy ageing«, dvs. med en forudsætning om, at stigninger i levetiden fører til, at den del af livet, hvor sundhedsudgifter er lave, forlænges og samtidig korrigeres for terminalbehandlingsomkostninger. Den demografiske effekt på sundhedsudgifterne skyldes således primært ændringer i generationernes relative størrelse og kun i mindre omfang stigningen i levetiden. Endvidere forudsætter OECD, at den gennemsnitlige mervækst i sundhedsudgifterne fastholdes på 1,0 pct. pr. år (svarende til gennemsnittet i de seneste ca. 20 år) eller alternativt, at den gradvist reduceres til 0 pct. frem til 2050. For gennemsnittet af OECD-lande fører fremskrivningen til, at sundhedsudgifternes andel af BNP vokser fra et gennemsnit på 5,7 pct. af BNP i 2005 til 9,6 pct. i 2050 i situationen med permanent mervækst og til 7,7 pct. af BNP med gradvist aftagende mervækst. Danske sundhedsomkostninger forventes under de samme forudsætninger

2. Ses der bort fra 1970erne, hvor en række lande udvidede sundhedstilbudene væsentligt reduceres residualen til 1,0 pct. pr. år.

3. Inkluderes 1970erne, hvor sundhedssektoren ekspanderede i såvel Danmark som Sverige, får Danmark en årlig mervækst i forhold til indkomsten på 0,1 pct., mens Sveriges bliver 0,7 pct.

at vokse fra de nuværende 5,3 pct. af BNP til hhv. 8,8 og 7,0 pct. af BNP i de to alternative scenarier. I begge tilfælde er væksten mindre end i OECD-området som gennemsnit, hvilket hænger sammen med, at de relative forskydninger mellem generationernes størrelse er mindre i Danmark end i de fleste øvrige lande.

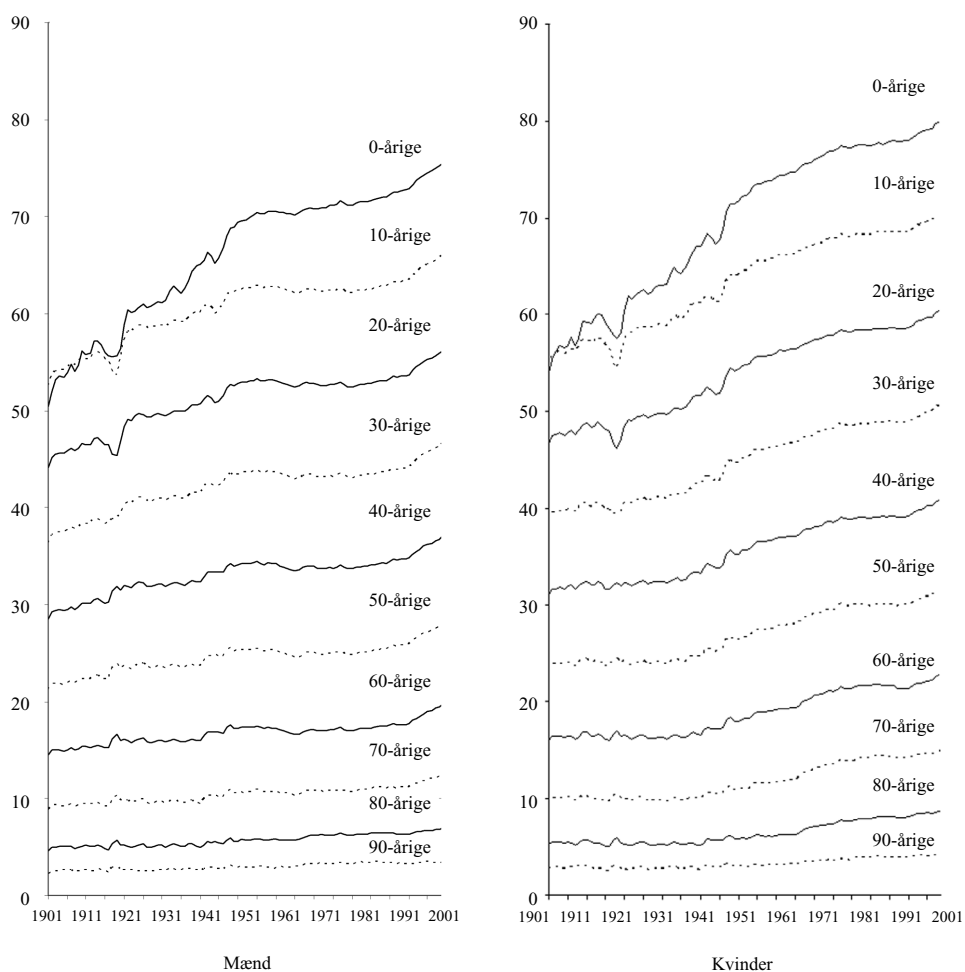
Mere bemærkelsesværdigt er det, at hvis den stramme udgiftsstyring på sundhedsområdet fastholdes, således at mervæksten i forhold til indkomsten frem til 2050 fortsat er på -0,5 pct., da vil dette være tilstrækkeligt til at opveje den demografiske effekt, således at sundhedsudgifternes andel af BNP i 2050 bliver på 5,1 pct. af BNP mod 5,3 pct. i dag.

For ældreplejeudgifterne antager OECD i fremskrivningen, at der ikke er nogen indkomsteffekt, men at der til gengæld er en fuld Baumol-effekt, dvs. at der ikke er produktivitetsevner ved ældrepleje.⁴ Den relative pris på ældrepleje stiger derfor svarende til reallønsudviklingen, mens den mængdemæssige service fastholdes på det nuværende niveau. Fastholdelse af det mængdemæssige forbrug, svarende til en indkomstelasticitet på 0, er en restriktiv forudsætning, som formentlig vil føre til utilfredshed med serviceniveauet i en økonomi, hvor der generelt er vækst. Det modvirkes af, at mængdemæssige stigninger kan finansieres, hvis det i modsætning til det antagne er muligt at gennemføre produktivetsforbedringer på ældrepleje. Endvidere antages, at aldersafhængigheden af ældreplejen forskydes mod højere aldersgrupper i en takt, der svarer til halvdelen af væksten i midllevetiden, således at der også her er indregnet en vis effekt af »healthy ageing«. For gennemsnittet af OECD-lande fører disse antagelser til, at udgifterne til ældrepleje som pct. af BNP tredobles frem til 2050, idet de stiger fra 1,1 til 3,3 pct. point af BNP i perioden. For Danmark forventes udgifterne at stige fra 2,6 til 4,1 pct. af BNP med disse forudsætninger.

For Danmark fører OECDs analyse til, at sundheds- og ældreplejeudgifterne forventes at stige fra de nuværende knap 8 pct. af BNP til knap 13 pct. af BNP i situationen, hvor der forudsættes en mervækst på sundhedsudgifterne på 1,0 pct. pr. år og godt 11 pct. i situationen, hvor mervæksten gradvist reduceres fra 1,0 til 0 pct. Med OECDs forudsætninger om »healthy ageing« og korrektion for terminalbehandlingsomkostningerne vurderes den rene demografiske effekt på sundhedsomkostningerne kun at være en stigning på 0,3 pct. af BNP frem til 2050. For ældreplejeomkostninger indebærer forudsætningerne, at den rene demografiske effekt giver en stigning på 0,7 pct. af BNP. I OECDs fremskrivning er det (afhængigt af scenarierne) således mellem 20 og 33 pct. af den samlede stigning i sundheds- og ældreplejeomkostningerne, der skyldes ændret demografi. Den resterende effekt er en velstandseffekt.

Et helt tilsvarende type resultat findes i Hagist & Kotlikoff (2005), der betragter ti

4. I tillæg til den her beskrevne fremskrivning laves en række alternativer, der belyser betydningen af de forskellige forudsætninger.



Figur 3. Restlevetid udviklingen for udvalgte aldersgrupper mænd.

Kilde: OECD Human Mortality Database.

udvalgte OECD-lande. Her tages udgangspunkt i de ländespecifikke vækstrater i sundhedsudgifterne pr. capita (i stedet for gennemsnittet som i OECDs analyse) og i en antagelse om, at aldersfordelingen af sundhedsudgifterne er konstante, således at der ikke indregnes reducerende effekter af »healthy ageing« og terminalbehandlingsudgifter. Alt andet lige trækker forudsætningerne i dette papir således i retning af at lægge mere vægt på demografiske effekter end OECD-analysen. For stort set alle ti lande findes på trods af dette, at den demografisk betingede stigning er ganske begrænset i forhold til en forlængelse af de historiske vækstrater i udgifterne pr. person korrigeret for demografi.

3. Levetidsudvikling og sundhedsudgifter

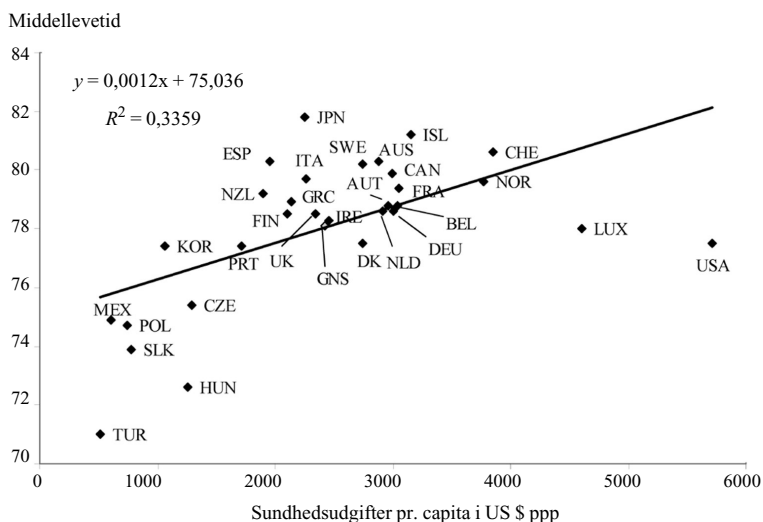
Udviklingen i levetiden har været særdeles positiv gennem i hvert fald de seneste 150 år. Oeppen & Vaupel (2002) finder en bemærkelsesværdig konstant vækst i middelevetiden for den befolkningsgruppe, der på et givet tidspunkt lever længst. Væksten er nærmest fuldstændig konstant over den lange periode på 160 år, som der er internationale data for. For kvinder vokser levetiden med 0,25 år pr. år og for mænd med 0,22 år pr. år. Der er ingen tendens til, at væksten er aftagende.⁵ Analysen kan tages som udtryk for, at der ikke er tegn på, at den befolkningsgruppe, som har den højeste middelevetid, nærmer sig en øvre biologisk grænse.

For Danmark genfindes ikke en tilsvarende konstant vækst, men derimod en tendens til højere vækst i det seneste ti år efter en længere periode med forholdsvis lav vækst i middelevetiden, jf. figur 3. Det gennemsnitlige niveau for væksten i middelevetiden i Danmark er omtrent på niveau med Oeppen & Vaupel's resultater. Gennem det 20. århundredes steg middelevetiden for danske kvinder med 25,1 år og for danske mænd med 24,1 år, jf. Hansen & Pedersen (2006).

I en oversigtsartikel om udviklingen i dødeligheden og forklaringer på denne opdeler Cutler, Deaton & Lleras-Muney (2006) den historiske udvikling i dødeligheden i de industrialiserede lande i tre faser: Fase 1 fra ca. 1750-1850 er karakteriseret ved, at forbedret ernæring og økonomisk vækst samt et positivt bidrag fra en begyndende offentlig sundhedspolitik fører til øget levetid, mens fase 2 fra 1850 til starten af 1900-tallet er karakteriseret ved først en forværring af sundhedstilstanden i forbindelse med urbaniseringen og dernæst en forbedring gennem offentlige foranstaltninger i form af rent drikkevand og affaldsbortskaffelse samt en fortsat udbygning af den offentlige sundhedsindsats. Den tredje fase startende omkring 1930 og frem til i dag kalder forfatterne »the era of big medicin«, og denne er karakteriseret ved, at dødelighedsfaldet bestemmes af medicinske fremskridt som introduktionen af vacciner og antibiotika, samt herefter en bevægelse mod fortsat videre udbredelse af dyre og intensive personlige sygdomsbehandlinger. Forfatternes konklusion er, at den teknologiske udvikling, den videnskabelige udvikling og udbredelsen af viden om de videnskabelige resultater inden for sundhedsvidenskab er de tre afgørende faktorer for den fortsatte vækst i middelevetiden. De fremhæver, at det er gennem den økonomiske væksts betydning for disse tre faktorer, at økonomisk vækst påvirker udviklingen i levetiden og ikke i så høj grad den økonomiske vækst i sig selv, der har betydning.

Litteraturen peger således generelt på, at der er en positiv sammenhæng mellem sundhedsudgifternes niveau og den forventede levetid. Sammenhængen er illustreret i figur 4 som et simpelt plot af levetid og sundhedsudgifter i et tværsnit af lande.

5. Dette indebærer naturligvis, at vækstraten er aftagende.



Figur 4. Sundhedsudgifter og middellevetid.

Kilde: OECD Health Data 2006.

4. Rationelt grundlag for stigende sundhedsudgifter relativt til indkomsten

En betydelig del af litteraturen om sundhedsudgifterne knytter sig til den særlige udvikling i USA, hvor sundhedsudgifterne i perioden 1970 – 2002 er vokset med 2,3 gange væksten i BNP, jf. Hagist & Kotlikoff (2005), hvilket har gjort USA til det land, der bruger langt den største del af BNP – 16 pct. – på sundhedsudgifter efterfulgt af lande som Schweiz og Tyskland med omkring 11 pct. af BNP.

Opgjort som i den refererede OECD-undersøgelse ovenfor, hvor væksten i sundhedsudgifterne er fordelt på en demografisk del, en indkomstafhængig del med antagelse om en elasticitet på 1 og en uforklaret restvækst, giver udviklingen i USA's sundhedsudgifter anledning til en meget betydelig »residual«. En del af litteraturen om sundhedsudgifter vedrører derfor spørgsmålet om, hvad der forklarer denne residual. Fokus har især været koncentreret om teknologiudviklingen inden for lægevidenskaben og dennes effekt på den relative pris på sundhedsydelser, jf. Newhouse (1992) for en tidlig og indflydelsesrig reference.

At forklare merstigningen i sundhedsudgifterne ved en udbuds- og omkostnings-effekt, hvor antallet og kvaliteten af produkterne i sundhedssektoren stiger, er naturligvis kun en halv forklaring, idet efterspørgslen og det mulige salg af nye produkter er en nødvendig drivkraft bag den teknologiske udvikling på det lægevidenskabelige område. Nyere litteratur, herunder først og fremmest Hall og Jones (2006) har derfor fokuseret på spørgsmålet, om det er foreneligt med rationel adfærd, at sundhedsudgifterne tilsyneladende udgør en stadig voksende andel af det samlede forbrug, når der er vækst i øko-

nomien og teknologiske fremskridt i sundhedssektoren. Udgangspunktet er, at der er en positiv sammenhæng mellem sundhedudgifter og forventet levetid, samt at »Value of life« er voksende i en situation med økonomisk vækst. Nedenfor gengives de principielle overvejelser i Hall & Jones præsenteret ved en simpel overlappende generationsstruktur baseret på Andersen (2005)

En forbrugers samlede levetid opdeles i to perioder. Første periode har længden 1, mens anden periode har den forventede længde $E(\beta_t)$, hvor t er »fødselstidspunktet«. Ændringer i levetiden påvirker således kun længden af periode 2, som her defineres som pensionsperioden. Det er således »restlevetiden«, der udtrykkes ved β . Stylized facts implicerer, at $\frac{dE(\beta_t)}{dt} > 0$, således at levetiden er voksende over tid. Nyttens afhængighed af forbrugsintensiteten (f.eks. forbrug pr. år) og af længden af den periode, som forbrugsintensiteten opretholdes i. Idet $\rho > 0$ er den individuelle diskonteringsrate, kan den samlede nytte skrives som

$$U(c_{1,t}, c_{2,t+1}) = u(c_{1,t}) + \frac{1}{1+\rho} E(\beta_t) u\left(\frac{c_{2,t+1}}{E(\beta_t)}\right) \quad (1)$$

hvor $u' > 0$, $u'' < 0$

Den partielle nytteændring ved øget forventet levetid bliver med denne nyttefunktion givet ved

$$\frac{\partial U(c_{1,t}, c_{2,t+1})}{\partial E(\beta_t)} = \frac{1}{1+\rho} \left(u\left(\frac{c_{2,t+1}}{E(\beta_t)}\right) - u'\left(\frac{c_{2,t+1}}{E(\beta_t)}\right) \frac{c_{2,t+1}}{E(\beta_t)} \right) > 0 \quad (2)$$

hvor ulighedstegnet gælder pga. antagelsen om, at elementar-nyttefunktionen er konkav. Nyttens er således voksende i den forventede livslængde. Det fremgår af (2), at nyttegevinsten fremkommer ved, at levetidsforlængelsen påvirker nytten lineært (første led), mens den nødvendige reduktion i forbrugsintensiteten for at udglatte forbruget afhænger af marginalnyttens ved forbrug som tilbagetrukket. Dette implicerer, at den partielle gevinst ved øget forventet levetid er voksende i niveauet for forbruget i periode 2, jf. ligning (3).

$$\frac{\partial^2 U(c_{1,t}, c_{2,t+1})}{\partial E(\beta_t) \partial c_{2,t+1}} = -\frac{1}{1+\rho} u''\left(\frac{c_{2,t+1}}{E(\beta_t)}\right) \frac{c_{2,t+1}}{(E(\beta_t))^2} > 0 \quad (3)$$

Det er denne sammenhæng, som er afgørende, når der tages højde for økonomisk vækst. I en økonomi med økonomisk vækst vil forbrugsintensiteten være voksende over tid. I denne overlappende generationsmodel betyder det, at fremtidige generationer vil have en højere forbrugsintensitet end nuværende. Derfor vil (nytte)værdien af en given stigning i den forventede levetid være større for fremtidige generationer end for nuværende generationer. »Value of life« stiger i takt med den økonomiske vækst. Det er denne effekt som Hall & Jones opfatter som den ene grundlæggende årsag til, at sundhedsudgifterne stiger.

Det andet element, der skal til for, at modellen kan beskrive stylized facts, er, at den forventede levetid afhænger positivt af størrelsen af udgifterne til sundhed. I en realistisk beskrivelse er der naturligvis en række institutionelle forhold, der bestemmer den enkeltes betaling til sundhedssystemet, og det er sundhedsudgifternes samlede niveau pr. person, og disses fordeling på typer af sygdomme, der i en velfærdsstat afgør, hvor stort et budget, der kan afsættes til den enkelte i tilfælde af en given sygdom.

For at illustrere pointen simplest muligt antages, at den enkeltes forventede levetid er en funktion af det beløb vedkommende selv afsætter til sundhed. Dette sker udelukkende for at simplificere fremstillingen.⁶ Det antages derfor, at restlevetiden er voksende i det beløb, som forbrugeren anvender til sundhed.

$$E(\beta_t) = \beta(h_t) \quad (4)$$

hvor $\beta'(h_t) > 0$, $\beta''(h_t) < 0$.

Den intertemporale budgetbetingelse for den enkelte er derfor

$$y_t = p_t c_{1,t} + h_t + \frac{p_{t+1} c_{2,t+1}}{1+r}$$

hvor y_t er indkomsten som erhvervsaktiv, der her tages som givet (eksogent arbejdsudbud), $p_t c_{1,t}$ er udgiften til forbrug som erhvervsaktiv, h_t er udgiften til sundhed og $\frac{p_{t+1} c_{2,t+1}}{1+r}$ er den tilbagediskonterede værdi af udgiften til forbrug i periode 2 (som tilbagetrukket).

De individuelle første ordens betingelser er derfor

$$\frac{u' \left(\frac{c_{2,t+1}}{\beta(h_t)} \right)}{u'(c_{1,t})} = \frac{p_{t+1}}{p_t} \frac{1+\rho}{(1+r)} \quad (5)$$

6. Opdelingen i to livfaser i dette papir betyder endvidere, at der ses bort fra aldersbetinget effektivitet af sundhedsudgifterne på restlevetiden, som varierer betydeligt. Herudover inkluderer Hall & Jones teknologiske fremskridt inden for lægevidenskaben i funktionen.

$$\beta'(h_t) u\left(\frac{c_{2,t+1}}{\beta(h_t)}\right) = u'\left(\frac{c_{2,t+1}}{\beta(h_t)}\right) \left(\frac{(1+r)}{p_{t+1}} + \beta'(h_t) \frac{c_{2,t+1}}{\beta(h_t)}\right) \quad (6)$$

Første ordens betingelsen (5) er den traditionelle Keynes-Ramsey regel, der udtrykker, at marginalnyttens af en nutidskrone anvendt på forbrug i optimum skal være den samme i periode 1 og 2. Den anden første ordens betingelse (6) udtrykker, at nyttegevinsten ved den forventede stigning i levetiden som følge af en ekstra krone anvendt på sundhed skal modsvare det nyttetab, der følger af, at forbrugsintensiteten i periode 2 reduceres. Der er to årsager til at forbrugsintensiteten reduceres. Den ene er, at nutidsværdien af udgiften til forbrug i periode 2 reduceres med en krone (første led i parentesens på ligningens højre side) og den anden årsag er, at det givne forbrug skal udstrækkes over en længere periode som følge af væksten i levetiden (andet led i parentesens).

Antag forsimpelt at $\rho = r$; $p_{t+1} = p_t$ og dermed fra (5), at forbrugsintensiteten er den samme i de to perioder

$$\frac{c_{2,t+1}}{\beta_t} = c_{1,t}$$

Den samlede betingelse for optimum kan i dette tilfælde formuleres som

$$1 = \phi(c_{1,t}) \left(\frac{(1+r)}{\beta'(h_t) p_{t+1} c_{1,t}} + 1 \right) \quad (7)$$

hvor $\phi(c_{1,t}) = \frac{u'(c_{1,t}) c_{1,t}}{u(c_{1,t})}$ er elasticiteten i elementar-nyttfunktionen u .

Ud fra (7) kan den relative vækstrate i sundhedsudgifterne over for forbrugintensiteten i periode 1 findes som

$$\frac{dh_t/h_t}{dc_{1,t}/c_{1,t}} = \frac{1 - \frac{\phi'(c_{1,t}) c_{1,t}}{\phi(c_{1,t})} \left(1 + \frac{\beta'(h_t) p_{t+1} c_{1,t}}{(1+r)} \right)}{-\frac{\beta''(h_t) h_t}{\beta'(h_t)}} \quad (8)$$

Hvis elasticiteten i elementar-nyttfunktionen er ikke-stigende i forbruget, dvs. $\phi'(c_{1,t}) \leq 0$, vil en positiv vækstrate i forbrugsintensiteten, c_1 , (over generationer) lede

til, at forbrugerne i optimum også ønsker en positiv vækstrate i sundhedsudgifterne. Der gælder specielt, at hvis elementarnyttfunktionen har konstant elasticitet, $\phi'(c_{1,t}) = 0$, vil tælleren i (8) reduceres til 1. Hvis det samtidig gælder, at sammenhængen mellem sundhedsudgifter og forventet levetid i periode 2 kan skrives som $\beta(h_t) = \ln(h_t)$, vil også nævneren reduceres til 1. Dermed gælder, at hvis elementar-nyttfunktionen har konstant elasticitet, og hvis sammenhængen mellem restlevetid og sundhedsudgifter samtidig er logaritmisk, vil det være foreneligt med forbrugernes optimering, at vækstraten i sundhedsudgifterne svarer til vækstraten i forbrugsintensiteten. I dette tilfælde er det således foreneligt med forbrugernes optimering, at der er en steady state, hvor sundhedsudgifterne udgør en konstant andel af indkomsten.

Det bemærkes endvidere, at hvis økonomien i dette tilfælde har eksponentiel vækst, da vil sammenhængen mellem sundhedsudgifter og restlevetid implicere, at restlevetiden har tendens til at vokse lineært svarende til stylized facts for udviklingen i middellevetiden. Det er derfor tilstrækkeligt, at elasticiteten i elementar-nyttfunktionen er faldende i forbruget, og at der er en logaritmisk sammenhæng mellem sundhedsudgifter og middellevetid til både at sikre, at sundhedsudgifterne udgør en stigende andel af forbruget, og at levetiden vokser lineært, hvis den økonomiske vækstrate er konstant.

Selvom den simple modelramme her ikke yder Hall & Jones' arbejde refærdighed, illustrerer relationen (8) den centrale pointe hos Hall & Jones (2006), som er, at hvis elasticiteten i elementar-nyttfunktionen er tilstrækkeligt aftagende relativt til elasticiteten i den marginale sammenhæng mellem sundhedsudgifter og restlevetid, da kan det være foreneligt med individuel optimering, at sundhedsudgifterne udgør en stadigt stigende andel af forbruget (her målt ved forbrugsintensiteten i periode 1).

Intuitionen i resultatet er, at marginalnyttens af forbrugsintensiteten er aftagende i en økonomi med vækst, men at dette med almindelige nyttefunktioner ikke gælder for forlængelse af livet og dermed af perioden, hvor forbrugsintensiteten kan fastholdes. I en økonomi med vækst er nyttetabet ved at investere et givet beløb i livforlængelse derfor aftagende. Hvis effekten af de marginale sundhedsudgifter på den forventede levetid ikke falder lige så hurtigt som marginalnyttens af forbrug, kan det derfor betale sig løbende at øge den relative værdi af det beløb, som anvendes på sundhed.

Resultatet er således, at der ikke a priori er grund til at afskrive forløb, hvor sundhedsudgifterne også i fremtiden udgør en voksende andel af indkomsten som værende uforenelige med forløb, som opfattes som optimalt af befolkningen. Hall & Jones estimerer modellen og finder at »the optimal health share of spending seems likely to exceed 30 percent by the middle of the century.«

5. Alderfordelte sundheds- og ældreplejeudgifter i Danmark

Den danske udvikling i sundhedsudgifterne i de seneste 25 år er som nævnt væsent-

ligt mere afdæmpet end i de fleste lande, når der måles relativt til BNP. Det undersøges derfor på denne baggrund, hvordan fordelingen mellem velstandseffekter og aldrings-effekter er på danske data. Analysen er baseret på metoden i Hagist & Kotlikoff (2005). Metoden ligger tæt op den metode, som anvendes til fremskrivning af sundhedsudgifterne i DREAM, og de empiriske resultater kan derved umiddelbart sammenlignes med antagelserne om den fremtidige udvikling, som f.eks. er lavet i forbindelse med Velfærdskommissionens rapporter, jf. Velfærdskommissionen (2006).

Udgangspunktet for analysen er en opdeling af den samlede vækst i sundheds- og ældreplejeudgifterne i en demografisk del og en del, der vedrører udviklingen i det reale ydelsesniveau pr. person. Til dette formål betragtes de aldersfordelte sundhedsudgifter. Udgangspunktet er, at de samlede sundheds- og ældreplejeudgifter, E_t kan skrives som summen over alle aldre af den gennemsnitlige sundheds- og ældreplejeudgift for personer med en given alder, $\varepsilon_{i,t}$ ganget med antallet af personer i aldersgruppen, $P_{i,t}$

$$E_t = \sum_i \varepsilon_{i,t} P_{i,t} \quad (9)$$

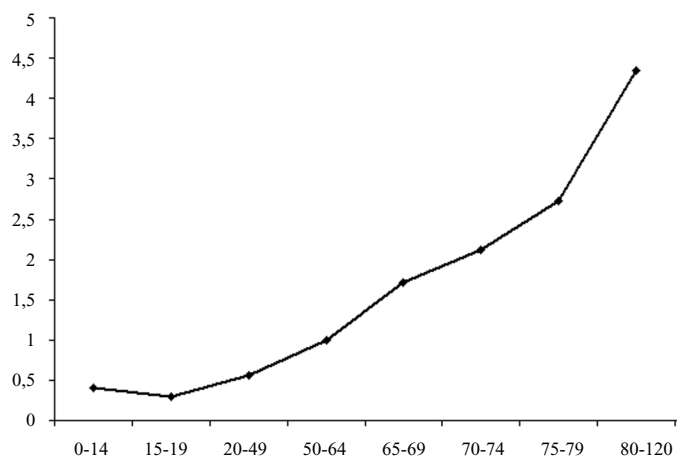
Til estimationsformål opdeles befolkningen i følgende aldersgrupper: 0-14 år, 15-19 år, 20-49 år, 50-64 år, 65-69 år, 70-74 år, 75-79 år og 80-120 år. I modsætning til OECDs analyse antages, at alderfordelingen af sundheds- og ældreplejeudgifter er konstant over tid. På baggrund af disse forudsætninger estimeres den gennemsnitlige vækstrate i de gennemsnitlige sundheds- og ældreplejeudgifter pr. person i en given aldersklasse. Antagelserne betyder, at sundhedsudgifterne kan skrives som

$$E_t = \varepsilon_{50-64,b} (1 + \lambda)^{t-b} \sum_i \alpha_i P_{i,t}$$

hvor $\alpha_i = \frac{e_{i,b}}{\varepsilon_{50-64,b}}$ og $\varepsilon_{50-64,b}$ er sundhedsudgifterne pr. person for aldersgruppen 50-64 år i basisåret, b , λ er den gennemsnitlige vækstrate i de gennemsnitlige sundhedsudgifter pr. person i en given aldersgruppe. Estimation af λ sker derfor på basis af relationen

$$\ln(E_t) - \ln \sum_i \alpha_i P_{i,t} = \ln(\varepsilon_{50-64,b}) + (t-b) \ln(1 + \lambda) + \nu_t \quad (10)$$

hvor ν_t er et støjled.



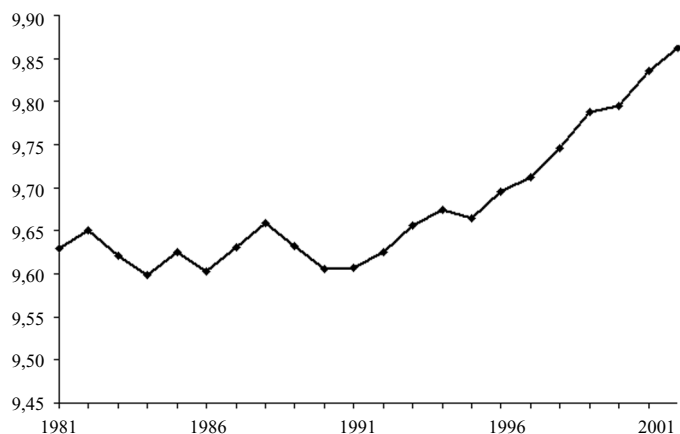
Figur 5. Relativ aldersprofil i sundhedsudgifterne beregnet på baggrund af Lovmodelldata 2002.

Til estimation af relationen (10) anvendes følgende data: De samlede sundhedsudgifter er baseret på data fra OECD og måles i faste priser.⁷ Befolkningsudviklingen er fra Danmarks Statistik, idet det der dog anvendes tal for befolkningen medio året, som er fremkommet som gennemsnittet af to på hinanden følgende primoregistreringer. De aldersafhængige sundheds- og ældreplejeudgifter er baseret på DREAMs udtræk af individuelle udgifter til forskellige typer af individuelle offentlige serviceydelser fra Lovmodellen 33^{1/3} pct.'s stikprøve for 2002, som herefter er aggregeret over køn, oprindelse og typer af serviceydelser for at finde aldersfordelingen af sundheds- og ældreplejeudgifter. De aggregerede udgifter til sundhed og ældrepleje i Lovmodelldata er ikke identiske med niveauet fra OECDs database. Lovmodelldata anvendes derfor alene til at skabe den relative fordeling af sundheds- og plejeudgifter over aldersgrupperne, jf. figur 5.

Aldersprofilen for sundheds- og ældreplejeudgifterne er faldende fra aldersgruppen 0-14 år til gruppen, der er 15-19 år. Herefter er den stigende. Dette svarer til resultatet for de ti lande, der indgår i undersøgelsen i Hagist & Kotlikoff. I Velfærdskommissionen (2005) er gengivet en tilsvarende sammenligning fordelt på 5-års aldersintervaller og heraf fremgår det, at faldet fra den første til den anden aldersgruppe skyldes sundhedsudgifter til helt små børn og således er knyttet til fødsel, barnepleje og vaccinationer.

Relationen (10) indebærer, at venstresiden kan skrives som en lineær funktion af ti-

7. OECD data omfatter udgifter til hjemmepleje, der i dansk statistik kategoriseres som en social omsorgs-udgift. Hjemmeplejeudgifter indgår derfor ikke i aldersprofilen.



Figur 6. Udviklingen i venstresidevariablen i relation (10).

Kilde: Egne beregninger.

den. På danske data synes der imidlertid at være et strukturelt brud omkring 1991-93, således at venstresiden frem til bruddet kan beskrives ved en meget flad udvikling, mens der efter bruddet er tale om en voksende lineær udvikling over tid, jf. figur 6. Det er valgt at definere bruddet til at ligge mellem 1992 og 1993 som følge af regerings-skiftet i januar 1993. Analysen opdeles derfor i to delperioder, hvor den første dækker perioden fra 1981-1992 (stort set svarende til regeringen Schlüter), mens den anden delperiode dækker perioden 1993-2002, jf. figur 6.

Resultatet af estimationerne er, at der i perioden fra 1981-92 ikke var nogen signifikant stigning i de reale gennemsnitlige sundheds- og ældreplejeudgifter pr. person i en given alder. Til sammenligning var den gennemsnitlige reale stigning i de samlede sundheds- og ældreplejeudgifter på knap 0,5 pct. Hele denne stigning i perioden kan således tilskrives ændret alderssammensætning i befolkningen. Det er denne lave vækst i de reale sundheds- og ældreplejeudgifter, der er årsag til, at udgifterne udgør en faldende andel af BNP i perioden, jf. figur 1.

For den anden delperiode 1993-2002 er resultatet, at ud af en samlet stigning i de reale sundheds- og ældreplejeudgifter på 3,2 pct. pr. år kan 75 pct. eller 2,4 procentpoint af den gennemsnitlige årlige stigning forklares ved en stigning i de reale gennemsnitlige sundhedsudgifter. For denne periode er det således 3/4 af den samlede stigning i sundhedsudgifterne, der kan tilskrives velstandseffekter eller relative pris-effekter, mens alderssammensætningen forklarer den resterende 1/4.⁸ Resultaterne ved-

8. Det er tankevækkende, at den årlige stigning i midlertiden stiger fra omkring 0,1 år pr. år i 1980'erne og frem til ca. 1994, til omkring 0,2-0,3 år pr. år i perioden fra 1995 og frem.

rørende fordelingen på aldrings- og velstandsdel af den samlede stigning svarer for denne delperiode til de resultater som Hagist & Kotlikoff (2005) finder for de ti lande, de undersøger.

På basis af estimationen for anden delperiode laves en fremskrivning af sundheds- og ældreplejeudgifterne på basis af DREAMs seneste befolkningsfremskrivning, jf. Hansen, Pedersen & Stephensen (2006). Denne fremskrivning sammenholdes med DREAMs langsigtede fremskrivning af BNP, således at udviklingen i sundheds- og ældreplejeudgifterne kan findes. DREAMs generelle antagelser er, at Harrod-neutrale tekniske fremskridt på 2 pct. pr. år indebærer en indkomstvækst på omtrent samme niveau, mens BNP-væksten bliver mindre i de kommende år pga. reduktionen i arbejdsstyrken, der følger af den ændrede demografi. Det betyder, at den estimerede vækst i sundheds- og ældreplejeudgifterne pr. person bliver på 0,4 pct. ud over indkomststigningen pr. år. Det er således noget lavere end i OECDs mest ekspansive fremskrivning, hvor der antages en stigning på 1,0 pct. ud over indkomstudviklingen. På den anden side inddrager OECD både antagelse om »healthy ageing« og korrektion for terminalbehandlingsudgifter, som begge reducerer den udgiftsstigning, der følger af stigningen i levetiden. En fremskrivning på basis af Hagist & Kotlikoff's metode fører således til en større vægt på aldringsafhængigheden af sundhedsudgifterne og en mindre vægt på afhængigheden af velstandsudvikling og relative priser. Sammenlagt fås imidlertid samme resultat med hensyn til udviklingen i sundheds- og ældreplejeudgifternes andel af BNP, som i begge tilfælde vokser fra knap 8 til 13 pct. frem til 2050.

I forhold til de antagelser, der anvendes ved standardberegninger på DREAM, som f.eks. Velfærdskommissionens fremskrivning, indebærer en fremskrivning på basis af estimationsresultatet, at der anvendes en mervækst i sundheds- og ældreplejeudgifterne som er 0,4 pct. højere pr. år. Det skyldes, at DREAM ikke som standard indregner en velstandseffekt. En fremskrivning under DREAMs standard antagelser om ingen mervækst fører til, at sundheds- og ældreplejeudgifterne vokser fra de nuværende 8 pct. af BNP til knap 11 pct. BNP altså ca. 2 procentpoint lavere vækst, end hvis den nuværende velstandseffekt antages at fortsætte. Det bemærkes, at forskellen svarer til forskellen mellem OECDs forsigtige og ekspansive scenarie.

På basis af estimationen kan det således konkluderes, at standardfremskrivningen på DREAM indebærer en strammere styring af sundhedsudgifterne mht. velstandsreguleringen end den, der har været gennemført i det seneste ti år. På den anden side er der næppe tvivl om, at antagelsen om en konstant relativ aldersfordeling af sundheds- og ældreplejeudgifterne trækker i retning af at overvurdere effekten den forventede levetidsstigning på udgifterne. På den meget korte tidsperiode, hvor der er konsistente data i Lovmodellen, er der ikke tendens til, at aldersfordelingen af medicin- og sygesikringsudgifter er blevet påvirket, mens der er en klar tendens til, at hospitals- og plejhjemsudgifter er reduceret for personer over 80 år, jf. figurer i bilag.

Selv under de mest forsigtige antagelser om gennemslaget af den demografiske ændring på sundheds- og ældreplejeudgifterne og en antagelse om stram udgiftsstyring i forhold til velstandsudviklingens afsmitning på udgifterne er der således tale om, at sundhedsudgifterne må forventes at vokse med omkring 3-4 pct. af BNP frem til 2050. Mere realistiske fremskrivninger vil formentlig give anledning til stigninger på ikke under 5 pct. af BNP frem mod 2050.

6. Konklusion

Resultatet af den teoretiske analyse er, at i en økonomi med økonomisk vækst kan det være individuelt rationelt, at samfundet anvender en stadigt voksende del af den samlede indkomst på sundhed og ældrepleje. Årsagen vil i givet fald være, at den forventede gevinst i form af længere levetid og eller højere livskvalitet som følge af de forøgede sundhedsudgifter mere end opvejer de tab, der er ved at undlade at lade det (resterende) private forbrug vokse fuldt ud med indkomsten. En sådan udvikling vil i særdeleshed være en udfordring for et universalistisk velfærdssamfund som det danske.

Et universalistisk velfærdssamfund stiller en række ydelser og overførselsindkomster til rådighed for hele befolkningen. Det drejer sig om serviceydelser som undervisning, sundhed samt pleje og overførselsindkomster til personer under uddannelse, arbejdsløse, personer med nedsat arbejdsevne og pensionister. Såvel ydelser som overførselsindkomster udløses, når givne på forhånd specificerede betingelser er opfyldt. Det karakteristiske ved det universelle system er herudover, at de offentlige ydelser har et tilstrækkeligt højt niveau til, at de fleste finder dette niveau rimeligt, og at de offentlige overførsler har et tilstrækkeligt højt niveau til, at de kan virke som et kollektivt forsikringssystem i tilfælde af, at man udsættes for hændelser, der forhindrer optjening af personlig indkomst i en kortere eller længere periode.

Et velfungerende universalistisk velfærdssamfund er derfor nødt til at sikre, at både de ydelser, der leveres og det overførselsindkomstniveau, der tilbydes, er i overensstemmelse med befolkningens forventninger. Det betyder, at det er vanskeligt systematisk at reducere dækningsgraden i de offentlige overførsler, og at det er nødvendigt at sikre, at den offentlige service vokser i en takt, der afspejler befolkningens forventning. Hvis forventningerne til sundheds- og ældreplejeudgifter indbærer, at disse skal udgøre en stadigt voksende andel af den samlede (voksende) indkomst, kan dette ikke undgå at føre til en stigning i det offentlige udgiftstryk.

Det er også karakteristisk for det universalistiske velfærdssamfund, at finansieringen af de offentlige udgifter er separeret fra anvendelsen af de offentlige udgifter. Finansieringen sker i alt overvejende grad ved direkte og indirekte beskatning af erhvervsindkomster. Der er således kun to muligheder for øge finansieringen, hvis den nuværende struktur fastholdes. Enten at øge skatte trykket eller at øge arbejdsstyrken. I

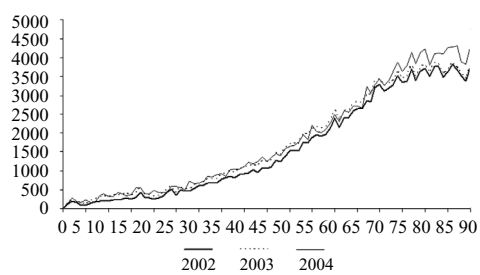
takt med velfærdssamfundets opbygning er begge dele sket. Der er imidlertid grænser for, hvor meget arbejdsstyrken fortsat kan øges fra det nuværende niveau, bl.a. fordi øget økonomisk vækst leder til at ønske om at bruge en del af væksten på øget fritid. I en situation med en fortsat vækst i udgifterne, der overstiger væksten i økonomien vil det derfor uundgåeligt føre til et behov for en tilsvarende gradvis forøgelse af skatterykket, hvis den nuværende finansieringsform af de offentlige udgifter fastholdes. Denne proces kan ikke undgå at føre til en forøgelse af ulemperne ved skattefinansieringen i form af forvriddningstab mv. Derfor kan befolkningens ønske om, at en stadig større del af den løbende indkomst anvendes på sundhedsydelse (som velfærdssamfundet stiller til rådighed) føre til, at der er behov for gradvist at indføre ændringer i enten de ydelser, som velfærdssamfundet stiller til rådighed, eller i den måde finansieringen af velfærdssamfundet er indrettet på.

Stigende sundhedsudgifter, som følge af højere velstand, kan således let vise sig at blive en langt vanskeligere udfordring at løse for velfærdssamfundet end stigende udgifter som følge af et stigende antal ældre og en fortsat voksende levealder. Det er næppe tilfældigt, at velfærdsforliget fra foråret 2006 stort set modvirker de øgede udgifter til overførselsindkomster fra den demografiske ændring, men samtidig ikke berører udviklingen i de offentlige serviceudgifter.

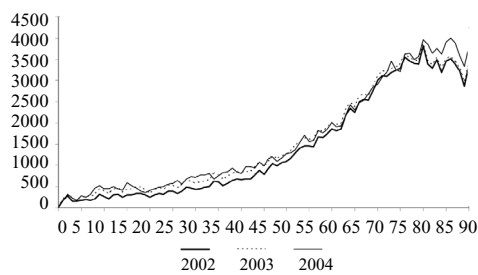
Litteratur

- Andersen, T. M. 2005. Social Security and Longevity, *CESifo Working Paper* 1577.
- Baumol, W. J. 1967. Macroeconomics of Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crisis, *American Economic Review* vol 57, 415-26.
- Baumol, W. J. 1993. Health Care, Education and the Cost of Disease: A Looming Crisis for Public Choice, *Public Choice* vol. 77, 17-28.
- Cutler, D., A. S. Deaton & A. Lleras-Muney. 2006. The Determinants of Mortality, *NBER Working paper* nr. 11963, *Journal of Economic Perspectives* fremkommer.
- Hagist, C. og L. J. Kotlikoff. 2005. Who's Going Broke? Comparing Healthcare cost in Ten OECD Countries, *NBER Working Paper* 11833.
- Hall, R. E. og C. I. Jones. 2006. The Value of Life and the Rise in Health Spending, *Quarterly Journal of Economics* fremkommer.
- Hansen, M. F. og L. H. Pedersen. 2006. Forventet levetid for forskellige aldersgrupper. En anvendelse af Lee-Carter metoden på danske data, *Working paper*, DREAM.
- Hansen, M. F., L. H. Pedersen og P. Stephensen. 2006. *Danmarks fremtidige befolkning: Befolkningsfremskrivning 2006*, Rapport, DREAM.
- Newhouse, J. P. 1992. Medical Care Costs: How Much Welfare Loss?, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 6, nr. 3, 3-21.
- OECD. 2006. Projecting OECD Health and Long-term Care Expenditures: What are the Main Drivers?, *OECD Economic Department Working paper* nr. 477.
- Oeppen, J. og J. W. Vaupel. 2002. Broken Limits to Life Expectancy, *Science* vol. 296 May 2002.
- Velfærdskommissionen. 2005. *Befolkningsudvikling, velstandsdilemma og makroøkonomiske strategier*, Teknisk Analyse-rapport, november 2005.
- Velfærdskommissionen. 2006. *Fremtidens velfærd – vores valg*, Analyserapport Bind I+II, januar 2006.

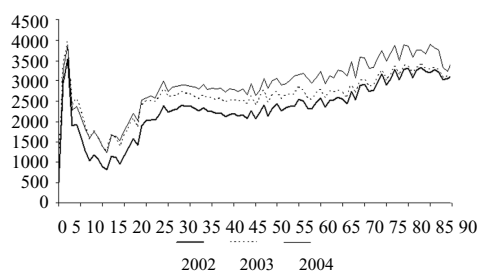
Bilag



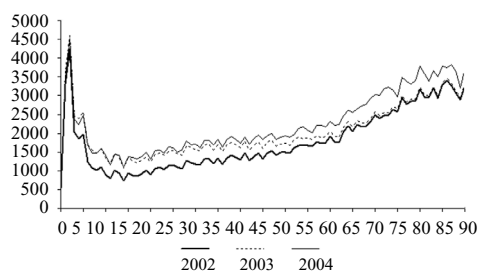
Individuelle medicinudgifter, kvinder



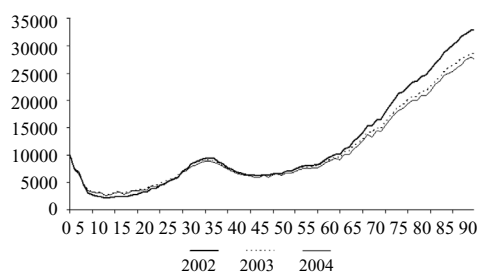
Individuelle medicinudgifter, mænd



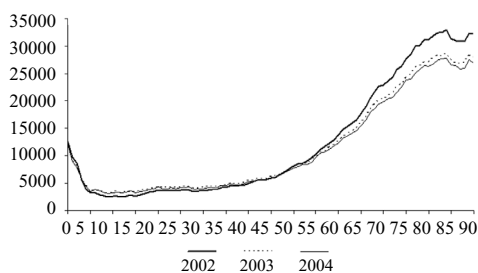
Individuelle sygesikringsudgifter, kvinder



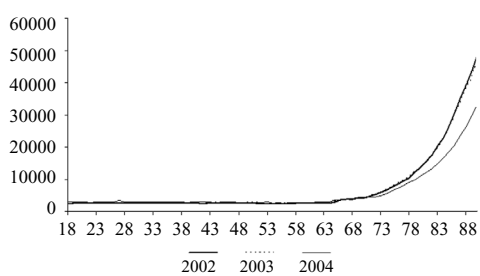
Individuelle sygesikringsudgifter, mænd



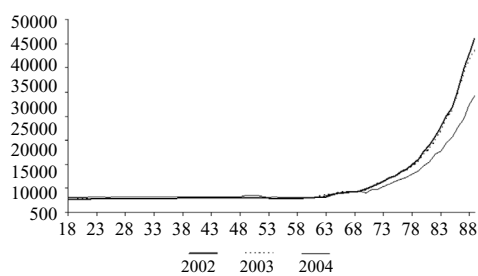
Individuelle hospitalsudgifter, kvinder



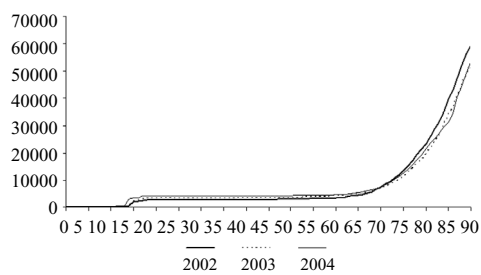
Individuelle hospitalsudgifter, mænd



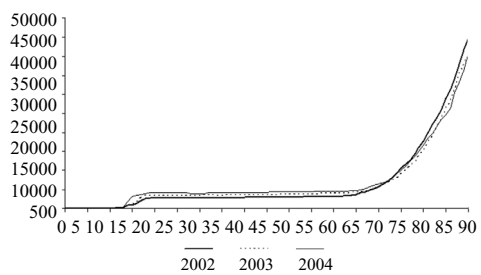
Individuelle plejehjemsudgifter, kvinder



Individuelle plejehjemsudgifter, mænd



Individuelle hjemmeplejeudgifter, kvinder



Individuelle hjemmeplejeudgifter, mænd

Giver øget brug af takststyring i sygehusvæsenet højere produktivitet?

Mickael Bech

Syddansk Universitet, Institut for Sundhedstjenesteforskning, Sundhedsøkonomi,
E-mail: mbe@sam.sdu.dk

Jørgen Lauridsen

Syddansk Universitet, Institut for Virksomhedsledelse og Økonomi, E-mail: jtl@sam.sdu.dk

Kjeld Møller Pedersen

Syddansk Universitet, Institut for Sundhedstjenesteforskning, Sundhedsøkonomi,
E-mail: kmp@sam.sdu.dk

SUMMARY: Over the past five years activity based reimbursement using the DRG system has gradually been implemented in Denmark. Today hospitals receive between 20-50% of their revenues as activity based reimbursement. It is believed that this will increase hospital activity and productivity more than by using capped budgets supplemented by contracts, the standard practice until the turn of the millennium. One of the objectives of this article is to analyse whether the increase in productivity has been higher over the period 2002-2004 when partial activity based reimbursement was used, compared to 1996-2001 when global budgets (capped budgets) dominated reimbursement scheme. The average annual productivity increase from 1996 to 2001 was around 1%, and the period 2002-2004 does not deviate from this. The second objective is to analyse differences in productivity across counties. These analyses show that the various degrees of activity based reimbursement across counties cannot explain differences in productivity. The results also indicate that some of the differences in productivity are due to differences in hospital structure and geographical spread of the counties.

1. Introduktion¹

Den økonomiske styring af sygehusene har ændret sig dramatisk i de sidste 5-7 år ved i stigende grad at anvende aktivitetsbestemt afregning. Det betyder, at sygehuse-

Vi vil gerne takke Anders Rud Svenning, deltagere ved Dansk Forum for Sundhedsøkonomi 2006 samt en anonym referee for kommentarer og forslag til forbedringer.

1. Artiklen er publiceret i en længere version med flere uddybende kommentarer om de tekniske detaljer, se Bech m.fl. (2006).

nes indtægtsbudgetter i højere grad afhænger af behandlingsaktiviteten frem for historiske budgetter.

Den aktivitetsbestemte afregning bestemmes af DRG- og DAGS-takster. DRG (*Diagnose Relaterede Grupper*) systemet bruges til kategorisering af behandlingen af indlagte patienter, i alt godt 600 grupper (»produkter«), mens DAGS (*Dansk Ambulant Grupperings System*) systemet bruges til kategorisering af ambulant behandling med knap 100 grupper. Begge systemer er kategoriseringsalgoritmer for sygehusenes output, og der er knyttet en takst til hver output-kategori. Den enkelte takst er beregnet som et gennemsnit af omkostningerne på tværs af en lang række sygehuse.

I Finansloven for 1999 blev det besluttet, at aktivitetsbestemt afregning med DRG-takster skulle indføres som en 90/10-model på sygehusene, men denne ordning blev så godt som ikke indført nogen steder, Engberg (2000). Brugen af DRG-takster startede først mere systematisk i 2000 med, at afregningen for fritvalgspatienter på tværs af amtsgrænser blev ændret fra en lav marginal sengedagstakst til DRG-takster, dvs. patientens hjemamt betalte behandlingsamtet med den fulde DRG-takst.²

Da den statslige meraktivitetspulje, de såkaldte »Løkkepenge«, kom til i 2002, blev aktivitetsbestemt afregning med DRG-takster for alvor en del af hverdagen både for de amtslige forvaltninger og ude på sygehusene. Meraktivitetspuljen var designet således, at amter med en produktion over en på forhånd fastsat baseline fik del i puljen indtil et vist afregningsloft. Teknisk blev baseline beregnet som forventet »produktionsværdi« af amtets eget budget opgjort ved hjælp af DRG-takster. Afregning fra puljen til amterne for meraktivitet over baseline skete og sker med procentdel af den fulde DRG-takst. I 2002, 2003 og i 2004-2005 blev meraktivitet afregnet med hhv. 100%, 80% og 70% af DRG-taksten.

Fra og med 2004 blev det i den årlige økonomiaftale om amternes økonomi besluttet, at (mindst) 20% af sygehusenes budget skulle afregnes i form af aktivitetsbestemt afregning. Regeringen har varslet, at denne andel øges til 50% i 2007, Finansministeriet m.fl. (2006).

Begrundelsen for den stigende brug af aktivitetsbestemt afregning er, at man sammenlignet med mål- og rammestyret forventer én eller flere af følgende virkninger: Højere aktivitet, højere produktivitet, og mere generelt øget fokus på opfyldelse af produktionsmål og øget omkostningsbevidsthed. Sygehusene får et økonomisk incitament til at øge deres produktion med indførelsen af aktivitetsbestemt afregning ved, at de får mulighed for at generere en større indtægt i takt med øget aktivitet – dog i praksis begrænset af afregningslofter.

De statslige meraktivitetspuljer udgør op imod 2,5% af de samlede udgifter til syge-

2. Medio 2002 indførtes den såkaldte 2-måneders regel, hvorefter patienter, som havde ventet på behandling på offentlige sygehuse i to måneder fik ret til – for hjemamtets regning – at lade sig behandle på privathospital i indland og eller udland. Afregningen herfor er DRG-baseret.

husene. Derfor kan der ikke herske megen tvivl, om, at tilførslen af ekstra midler til sundhedsvæsenet har givet en større aktivitet, hvilket også i nogen grad har reduceret ventetiderne, Kjellberg m.fl. (2004). Det er dog værd at bemærke, at stigningen i aktiviteten ikke er nævneværdigt større end stigningen i de foregående perioder, Ankjær-Jensen og Rath (2005); Pedersen, Bech og Hansen (2006).

Den seneste opgørelse viser at produktiviteten er steget 2,4% fra 2003 til 2004 på landsplan, Amtsrådsforeningen m.fl. (2005). Denne opgørelse viser også, at der er betydelige variationer på tværs af amter med produktivitetstigninger gående fra -3,4% til 5,1%. Tidligere analyser har vist, at produktiviteten årligt i gennemsnit er steget med 1,1% i perioden 1996-2000, (Indenrigs- og Sundhedsministerens rådgivende udvalg 2003).

Formålet med nærværende artikel er at undersøge, om det kan påvises, at produktiviteten er steget mere i perioden med øget takstafregning end i de foregående perioder med rammebudgetter, samt om produktiviteten er steget mest i amter med høj grad af aktivitetsbestemt afregning. Grundhypotesen er, at aktivitetsbestemt afregning fremmer produktiviteten sammenlignet med rammebudgetter, samt at højere grad af aktivitetsbestemt afregning fremmer produktiviteten. For en egentlig teoretisk begrundelse for hypotesen henvises til bl.a., Bech (2004); Pedersen, Bech og Hansen (2006); Zweifel & Breyer (1997). Endelig er det også et formål at undersøge, om forskelle i produktivitet kan forklares ud fra amternes sygehusstruktur, produktionsstil og geografiske forhold.

I afsnit 2 beskrives datagrundlaget for undersøgelsen. I afsnit 3 analyseres hvorvidt produktiviteten er steget mere i perioden med aktivitetsbestemt afregning i forhold til tidligere perioder. Forskellene i produktivitet på tværs af amterne analyseres i afsnit 4, hvor der også rapporteres resultater for betydningen af graden af takststyring. I afsnit 5 bruges regressionsmodellerne i afsnit 4 til at prædikere amternes produktivitet med en række justeringer. Endelig afslutter afsnit 6 med en kort diskussion af den fremtidige brug af aktivitetsbestemt afregning i en dansk kontekst med udgangspunkt i analyserne.

2. Data

I det følgende anvendes Sundhedsstyrelsens opgørelser af aktivitet fordelt på hhv. antal ambulante og stationære sygehusforløb samt opgørelse af udgifterne til sygehuse i perioden 1996-2004. Derudover anvendes en række oplysninger om sygehusstrukturen samt en række kommunale nøgletal. Først beskrives datakilderne for den afhængige variabel, produktivitet, efterfulgt af de forklarende variable.

2.1 Opgørelse af produktivitet

Produktivitet er forholdet mellem output og omkostningerne ved at producere out-

put. I det følgende redegøres først for opgørelsen af output efterfulgt af en beskrivelse af opgørelsen af produktionsomkostninger.

Aktiviteten opgøres traditionelt som antal udskrivinger, antal sengedage samt antal ambulante besøg. Grundproblemet er her, at output ikke er ensbetydende. Dette kan imidlertid løses ved hjælp af DRG og DAGS-systemet, hvor kroneværdien af produktionen kan opgøres ved hjælp af DRG- og DAGS-taksterne. En nærmere beskrivelse af DRG-systemet findes i Indenrigs- og Sundhedsministeriet & Sundhedsstyrelsen (2006); Sundhedsministeriet (2001).

Beregningen af værdien af aktiviteten for de enkelte år er foretaget med DRG grupperingsnøglen, dvs. en nøgle til inddeling af udskrivelserne i ressourcehomogene grupper, for det pågældende år. Hvert års DRG-grupperingsnøgle indeholder et sæt af udgiftsvægte, og udgiftsvægten kan omregnes til en kroneværdi ved at gange udgiftsvægten med kroneværdien for ét DRG-point i det pågældende år. Den på forhånd fastsatte kroneværdi for et givet år fastsættes ud fra regnskaber fra sygehusene to år tidligere opjusteret med pris- og lønregulering. Kroneværdien for ét DRG-point for 2006 er 25.135 kr.

Beregningen af værdien for den ambulante aktivitet foretages med DAGS-systemet, som er en grupperingsnøgle svarende til DRG-systemet. DAGS-systemet trådte i kraft fra 2002. DAGS-systemet sonderer mellem over 50 proceduregrupper, cancerbesøg, diabetesbesøg, almindelige ambulante besøg og skadestuebesøg, og indeholder i alt knap 100 forskellige takstgrupper med hver sin takst. Før 2002 blev et mindre detaljeret system til opgørelse af den ambulante aktivitet anvendt.

Som udtryk for de faktiske produktionsudgifter bruges de tilrettede driftsudgifter, som er defineret som sygehusenes udgifter til ambulant og stationær aktivitet. Således er der overensstemmelse mellem opgørelsen af de faktiske udgifter, der er medgået til behandling af de somatiske indlagte og ambulante patienter, og opgørelse af kroneværdien af aktiviteten.

Den afhængige variabel i de efterfølgende regressionsanalyser er produktivitet. Produktivitet beregnes ved den simple brøkmetode, hvor produktionsværdien opgjort som kroneværdi, jf. ovenfor, sammenholdes med produktionsudgifterne opgjort som de tilrettede driftsudgifter i år t for amt i , således at

$$Produktivitet_{it} = \text{produktionsværdi}_{it} / \text{produktionsudgift}_{it} \times 100 \quad (1)$$

I afsnit 3 er den afhængige variabel den årlige procentvise stigning i produktiviteten, beregnet således at

$$Produktivitetsstigning_{it} = \left(\frac{\text{produktionsværdi}_{it} / \text{produktionsudgift}_{it}}{\text{produktionsværdi}_{it-1} / \text{produktionsudgift}_{it-1}} - 1 \right) \times 100 \quad (2)$$

Tabel 1. Amternes relative produktivetsindeks.

Amt	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
H:S	87,91	93,42	90,68	90,07	92,29	93,14	93,53	92,63	94,28
Københavns Amt	102,10	101,79	101,06	99,85	98,95	101,11	100,01	101,05	99,33
Frederiksborg Amt	111,28	114,51	110,83	113,11	99,72	107,06	99,36	102,84	101,52
Roskilde Amt	106,99	105,81	110,08	108,51	110,36	109,48	111,73	111,63	115,27
Vestsjællands Amt	103,04	102,20	103,31	103,69	108,18	108,60	103,97	99,43	98,54
Storstrøms Amt	116,50	109,41	111,34	107,85	110,31	107,22	103,54	107,79	103,92
Bornholms Amt	89,23	84,80	87,90	87,74	84,97	89,05	85,74	84,71	84,44
Fyns Amt	91,07	87,97	89,40	92,28	91,56	90,23	92,34	96,27	97,87
Sønderjyllands Amt	101,67	98,37	105,34	101,06	97,52	100,00	96,49	96,25	90,54
Ribe Amt	104,85	104,10	100,07	102,29	108,90	101,25	101,69	112,93	113,67
Vejle Amt	113,00	109,76	117,17	113,45	114,07	110,20	111,54	117,08	118,66
Ringkjøbing Amt	111,37	108,89	108,20	111,20	113,71	107,74	109,65	106,81	105,34
Århus Amt	101,69	104,28	105,05	102,98	102,99	103,58	106,60	106,71	107,87
Viborg Amt	100,97	102,52	98,39	102,76	100,61	96,82	97,75	97,38	99,03
Nordjyllands Amt ¹	98,23	94,70	94,06	97,10	95,98	96,84	97,32	94,63	96,01

Kilde: Egne beregninger på baggrund af data fra Sundhedsstyrelsen.

Note: (1) Produktiviteten for Nordjylland for årene 2003 og 2004 skal stilles med varsomhed pga. problemer med data-kvalitet).

I afsnit 4 er den afhængige variabel produktivitet udtrykt som amternes afvigelse fra den landsgennemsnitlige produktivitet, defineret som

$$\text{Relativt produktivetsindeks}_{it} = \frac{\text{produktionsværdi}_{it} / \text{produktionsudgift}_{it}}{\text{produktionsværdi}_t / \text{produktionsudgift}_t} \times 100 \quad (3)$$

hvor $\text{produktionsværdi}_t$ og $\text{produktionsudgift}_t$ er opgørelsen af aktiviteten og udgifter på landsplan i periode t . Et amts relative produktivetsindeks i år t afhænger af produktiviteten i amtet samt den gennemsnitlige udvikling på landsplan. Ved at dividere amtets produktivitet med årets produktivitet på landsplan fjernes en eventuel trend i landsudviklingen pga. generelle produktivetsforøgelse eller ændringer i takststrukturen. Hvis amtet har en produktivitet svarende til landsgennemsnittet, vil produktivetsindekset være 100. Produktivetsindeks større end 100 betyder, at amtets produktivitet er større end landsgennemsnittet. Et produktivetsindeks på eksempelvis 104 betyder, amtet har en produktivitet, der er 4% bedre end landsgennemsnittet. Tabel 1 viser amternes relative produktivetsindeks.

Tabel 1 viser at amterne skifter placering i deres afvigelse fra den landsgennemsnitlige produktivitet. Nogle amter (f.eks. Storstrøms, Frederiksborg og Sønderjyllands amter) starter ud med en stor positiv afvigelse og dykker i perioden. Nogle (H:S og Fyns Amt) ligger lavt i starten af perioden, men formår at nærme sig landsgennemsnit-

Tabel 2. *Forklarende variable.*

<i>Teoretiske variable</i>	<i>Operationelle variable</i>	<i>Måleenhed</i>	<i>Variabelnavn</i>
Graden af takststyring	Takstandelen	Andelen af sygehusenes indtægt, der er aktivitetsbestemt	Takstandel
Sygehusstruktur	Antal sygehuse ¹	Antal geografiske sygehusenheder	Antal
	Andel hovedsygehuse I ¹	Andelen af geografiske sygehuse klassificeret med kode 101 i Sundhedsstyrelsens kategorisering i forhold til det samlede antal geografiske sygehuse i amtet (0-100)	Sygehus101
	Andel hovedsygehuse II ¹	Som ovenstående men gældende for kode 102	Sygehus102
	Andel større lokalsygehuse ¹	Som ovenstående men gældende for kode 103	Sygehus103
	Andel mindre lokalsygehuse ¹	Som ovenstående men gældende for kode 104, 105 og 111	Sygehus10+
	Fordeling af senge mellem sygehuse ¹	Antal senge på det sygehus, der har flest senge i amtet (målt i 100 senge)	Sengemaks
	Antal senge ¹	Antal 100 indbyggere per seng i amtet	Indb_seng
Amtets geografiske dimensioner	Geografisk dimension ²	100 indbyggere per km ²	Indbkm2
	Geografisk dimension ²	Befolkningsandel i bymæssig bebyggelse (0-100)	By
Produktionsmix	Produktionsstil ²	Ratioen mellem DRG-værdien af stationære forløb relativt i forhold til DAGS-værdien af ambulante besøg ($\times 100$)	Stat_amb

Kilde: (1) Samlet fra Sundhedsstyrelsen publikationer »Virksomheden ved sygehuse« forskellige årgange samt Sundhedsstyrelsens database sundhedsdata.sst.dk, (2) Fra kommunale nøgletal www.noegletal.dk, (3) Fra Sundhedsstyrelsens data for aktivitet, omkostninger og produktivitet.

tet. Endelig er der nogle amter (Roskilde, Ribe og Vejle amter), der ligger over landsgennemsnittet og yderligere forøger deres forspring i løbet af perioden.

2.2 Operationalisering af forklarende variable

Tabel 2 opstiller operationaliseringen af de foreslåede forklarende variable, som de anvendes i afsnit 4: Sygehusstruktur, produktionsstil og den geografiske dimensio-

nering af amtet. Der redegøres for operationaliseringen af graden af takststyring i afsnit 2.3.

Sygehusstrukturen er operationaliseret ved en række variable, som delvist beskriver det samme. For det første medtages antal geografiske (snarere end organisatoriske) sygehusenheder i amtet, udtrykt ved hvor mange matrikler amtets produktion er fordelt på. Variablene »Sygehus101«, »Sygehus102« viser, hvor stor en andel af sygehusene, der er klassificeret som hovedsygehus kategori I (kode 101 i Sundhedsstyrelsens klassifikation, »universitetssygehuse«), og hovedsygehus kategori II (kode 102, normalt amtets hovedsygehus, dvs. det sygehus, hvor amtsspecialer er lokaliseret) etc. Andelen af de forskellige sygehustyper bruges som udtryk for, hvor specialiseret et amts sygehuse er. Variablen »Senge« opgør antal indbyggere per seng i amtet, hvilket bruges som et udtryk for et amts kapacitet i sygehusvæsnet.

Amtets geografiske dimensionering er beskrevet ved antal indbyggere per km² og befolkningsandelen i bymæssig bebyggelse. Produktionsmix er operationaliseret ved ratioen mellem den stationære aktivitet i forhold til den ambulante aktivitet opgjort i monetære enheder, hvilket beskriver amternes grad af omstilling til ambulante behandling.

2.3 Operationalisering af incitamentsstrukturen

I forhold til nærværende problemstilling er det valgt kun at se på graden af aktivitetsbestemt afregning udtrykt som graden af takststyring. Der er selvsagt flere variable, der kan og burde beskrive brugen af aktivitets- og produktivetsfremmende incitamenter, men disse har været vanskelige at operationalisere samt at finde oplysninger om på tværs af amter og over tid.

Med udgangspunkt i den seneste publikation om evaluering af takststyring i sundhedsvæsnet anvendes den såkaldte »takststyringsandel« som en operationalisering af graden af incitamentsstyring, se afgrænsning i Indenrigs- og Sundhedsministeriet m.fl. (2005: 55ff). Ifølge denne rapport er takststyringsandelen den andel af sygehusenes bevillinger, der takstafregnes. Der er ikke tvivl om, at den ikke er særlig retvisende, specielt om der er tale om reel takstafregning, dvs. om sygehusene konkret modtager bevillinger for aktiviteten, eller om der snarere er tale om en beregningsmåde for rammebudgettet. Takststyringsandelen bruges som et proxy for graden af takststyring, hvor en stigende takststyringsandel opfattes som en intensivering af incitamenterne til at øge aktivitet og produktivitet. I tabel 3 er den officielle takststyringsandel opgjort for 2004 i søjle 6.

Tidligere undersøgelser fra DSI har opgjort andelen af aktivitetsbestemt afregning, som andel af sygehusenes indtægter, Lassen og Kjellberg (2004). Tal for 2001 viser, at 1,39% af sygehusenes indtægter er aktivitetsbestemt på landsplan (søjle 2 i tabel 3).

Tabel 3. Takststyringsandel (i %).

	ABF 2001	Fritvalg 2001	Lands- og landsdel 2001	Takstandel (sum af søjler tv.)	Takstandel 2004
H:S	1,2	5,3	0,1	6,6	51
Københavns Amt	0,5	10	6	16,5	21
Frederiksborg Amt	1,9	4,1	14,5	20,5	21
Roskilde Amt	0,3	5,9	20	26,2	65
Vestsjællands Amt	0,3	10,1	17,5	27,9	26
Storstrøms Amt	0,4	5,8	18	24,2	34
Bornholm	0	1,7	24	25,7	23
Fyns Amt	0,5	2	2	4,5	71
Sønderjyllands Amt	1	3,7	15	19,7	57
Ribe Amt	0,2	6	13	19,2	64
Vejle Amt	0,7	3,1	17	20,8	30
Århus Amt	1,7	2,2	0,5	4,4	56
Ringkjøbing Amt	2,1	3,6	18	23,7	21
Viborg Amt	0	0,9	15	15,9	60
Nordjyllands Amt	10	5,8	1	16,8	22
Lands gennemsnit	1,39	4,68	12,11	18,17	41,47

Kilde: Søjle 2 fra Lassen og Kjellberg (2004); Søjle 3 og 4 er aflæst fra figur 1.4 og 1.5 med opgørelsen af udgifter til frit valg 2001 og lands- og landsdelspatienter som andel af nettodriftsudgifter, Indenrigs- og Sundhedsministeriet (2002); Søjle 6 er taget fra tabel 2.2 i Indenrigs- og Sundhedsministeriet m.fl. (2005) s. 56.

Denne opgørelse har dog ikke samme afgrænsning, som Indenrigs- og Sundhedsministeriets rapport fra 2005 og indeholder ikke afregningen af fritvalgspatienter og lands- og landsdelspatienter. For at få en konsistent opgørelse i de to perioder er opgørelsen af aktivitetsbestemt afregning fra 2001 suppleret med amternes indtægter fra fritvalgspatienter (søjle 3) samt lands- og landsdelspatienter som andel af nettodriftsudgifterne (søjle 4). Summen af disse tre (søjle 5) er groft taget sammenlignelig med opgørelsen for 2004 (søjle 6).

I de efterfølgende regressionsanalyser anvendes takstandelen i 2001 og 2004 til karakterisering af graden af takststyring i hhv. årene 2000, 2001 og 2002 og årene 2003 og 2004.

For årene 1996-1999 antages takststyringsandelen at antage værdien 0, hvilket selv sagt ikke er rigtigt i forhold til afgrænsningen, men det er ud fra en bedømmelse af, hvordan amterne rent faktisk har afregnet sygehusene i denne periode med brug af udpræget grad af rammebudgetter, se kapitel 3 og 7 i Pedersen, Bech og Hansen (2006).

Opgørelsen af takststyringsandelen er utvivlsomt et imperfekt mål for graden af incitamentsstyring. Dette kan illustreres ved opgørelsen for Vejle, som ser ud til at have en relativ lille takststyringsandel i 2004, men dette amt er netop kendt for at have en forholdsvis høj grad af brug af aktivitetsbestemt afregning og incitamentsstyring. Til-

svarende kan der findes eksempler på amter med en meget høj takststyringsandel (ifølge ovenstående opgørelse), men som tilsvarende er kendt for at have en lille grad af aktivitetsbestemt afregning og incitamentsstyring.

3. Er produktiviteten steget mere efter 2002?

Følgende analyse undersøger, om produktivitetsstigningen i perioden 2002-2004 har været større end i perioden 1996-2001. Perioden 2002-2004 er valgt, da det er denne periode, hvor delvis aktivitetsbestemt afregning for alvor blev indført som afregningsform, mens den foregående periode i hovedsagen er karakteriseret ved næsten 100% rammebudgetter.

Sammenligningen af produktivitetsstigning udregnet som i (2) foretages ved at sammenligne den gennemsnitlige udvikling i hele perioden med den gennemsnitlige udvikling i perioden 2002-2004. Det gøres med følgende OLS regressionsanalyse, hvor der tages højde for amtslige forskelle, idet

$$\text{Produktivitetsstigning}_{it} = \alpha_0 + \gamma_0 T_2 + \sum_{i=1}^I \alpha_i D_i + \sum_{i=1}^I \gamma_i D_i T_2 + \varepsilon_{it}, \quad (4)$$

hvor α_0 beskriver den gennemsnitlige stigning i produktivitet i hele perioden, γ_0 beskriver den gennemsnitlige afvigelse i produktivitetsstigningen for perioden 2002-2004, T_2 er en dummyvariabel for perioden 2002-2004, α_i er amt i 's afvigelse fra den gennemsnitlige produktivitetsstigning i hele perioden, idet D_i er en dummy-variabel for amt i , med restriktionen $\sum_{i=1}^I \alpha_i = 0$, γ_i er amt i 's afvigelse fra den gennemsnitlige produktivitetsstigning i perioden 2002-2004 med restriktionen $\sum_{i=1}^I \gamma_i = 0$, og endelig er ε_{it} et stokastisk fejllid med $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$.

Konstanten i søjle 1 i tabel 4 viser, at den årlige produktivitetsstigning er knap 1% generelt i perioden. Konstanten i søjle 3 viser, at afvigelsen fra produktivitetsstigningen i periode 2002-2004 er 0,187%, dvs. en marginalt højere produktivitet i denne periode (ikke statistisk signifikant). Der kan altså ikke påvises en større årlig produktivitetsstigning i den periode, hvor aktivitetsbestemt afregning for alvor er blevet indført.

De øvrige koefficienter beskriver amternes afvigelse fra den landsgennemsnitlige produktivitetsstigning i hele perioden (søjle 1) og afvigelsen i perioden 2002-2004 (søjle 3). Selvom ingen af disse koefficienter er statistisk signifikante, er det dog værd at lægge mærke til tendenserne, hvilket vi vil overlade til læseren.

4. Giver øget takststyring øget produktivitet?

I nærværende sammenhæng er formålet at se på, om graden af takststyring har betydningen, men for at være blot nogenlunde sikker på, at forskelle i graden af takst-

Tabel 4. Den generelle produktivetsstigning og de amtslige afvigelser.

Variable	Generel produktivetsstigning		Produktivetsstigning i perioden 2002-2004	
	Koefficient	(Std.afv.)	Koefficient	(Std.afv.)
Konstant	0,930**	(0,43)	0,187	(0,70)
H:S	1,432	(1,65)	-1,090	(2,70)
Københavns Amt	-0,025	(1,65)	-0,651	(2,70)
Frederiksborg Amt	-0,357	(1,65)	-1,412	(2,70)
Roskilde Amt	0,605	(1,65)	1,084	(2,70)
Vestsjællands Amt	1,241	(1,65)	-4,521*	(2,70)
Storstrøms Amt	-1,496	(1,65)	0,415	(2,70)
Bornholm	0,147	(1,65)	-1,989	(2,70)
Fyns Amt	-0,020	(1,65)	2,715	(2,70)
Sønderjyllands Amt	-0,166	(1,65)	-3,194	(2,70)
Ribe Amt	-0,395	(1,65)	4,379	(2,70)
Vejle Amt	-0,358	(1,65)	2,805	(2,70)
Århus Amt	0,538	(1,65)	0,769	(2,70)
Ringkjøbing Amt	-0,463	(1,65)	-0,349	(2,70)
Viborg Amt	-0,589	(1,65)	1,282	(2,70)
Nordjyllands Amt	-0,096	(1,65)	-0,244	(2,70)
Model:	$R^2 = 14,0\%$ $R^2(\text{adj.}) = -11,4\%$ $N = 128$			

Note: Tosidet signifikans angivet ved ***(1%) **(5%) *(10%). Standard afvigelsen for de amtsspecifikke dummyvariable er ens, da de beskriver amternes gennemsnitlige afvigelse fra den landsgennemsnitlige produktivetsstigning.

styring »forklarer« eventuelle produktivetsforskelle, er det nødvendigt eventuelt at kontrollere for andre forhold, som kan tænkes at forklare forskelle.

Da der er tale om amtsniveau, dvs. en pooling af resultater for de enkelte sygehuse, vil sygehusstrukturen samt en række andre karakteristika for amtet være mulige forklarende variable for forskelle i produktivitet. Grundmodellen i nedenstående OLS regressionsanalyse (model 1) er følgende:

$$\text{Relativ produktivetsindeksit} = \alpha_0 + x'_{it} \beta + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

hvor det *relative produktivetsindeks* er amternes gennemsnitlige afvigelse fra den landsgennemsnitlige produktivitet for amt i for periode t udregnet efter formel 3, α_0 er et konstantled, x_{it} er en $K \times N$ matrice af forklarende variable for amt i for periode t , β er en $1 \times K$ vektor af regressionskoefficienter og endelige opfanges den uforklarede variation i fejleddet ε_{it} med $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$. De forklarende variable er beskrevet i tabel 2. Der kontrolleres for amtsspecifikke effekter som ovenfor ved hjælp af en fast-effekt regressionsmodel (modellerne 2 og 3) ved at kombinere (4) og (5).

Da den afhængige variabel er amtets afvigelse fra den landsgennemsnitlige produktivitet er eventuelle tidsspecifikke effekter fjernet. Det er derfor ikke relevant at medtage tidsspecifikke effekter i fast-effekt modellen, ligesom der heller ikke er problemer med autokorrelation.

Tabel 5 rapporterer resultaterne fra tre regressionsmodeller. Model 1 er en simpel OLS regression svarende til (5), mens modellerne 2 og 3 er OLS regressionsmodeller med amtsspecifikke konstanter. Rapporteringen af R^2 viser, at de forklarende variable i model 1 umiddelbart forklarer en betydelig andel af variationen i amtets afvigelse i produktivitet fra landsgennemsnittet. Tilføjelsen af amtsspecifikke konstanter i model 2 og 3 forøger denne forklaringsgrad. Et F-test for det samlede bidrag for amtsspecifikke konstanter er i alle tilfælde stærkt signifikante.

Koefficienterne fra model 1 skal fortolkes med varsomhed, da koefficienterne (og deres signifikans) alene udtrykker, om de givne variable er associeret med produktivitet, hvorimod koefficienterne ikke formelt kan tolkes som egentlige kausale sammenhænge. Koefficienterne i model 2 og 3 beskriver derimod, hvorvidt en ændring i den enkelte variabel fører til en ændring i produktiviteten, da de tids-invariante amtsspecifikke forskelle er opfanget i dummy variablene og dermed ikke i de øvrige forklarende variable.

Koefficienten for takstandelen er konsistent positiv og signifikant i de to første regressionsmodeller. Den positive koefficient betyder, at en stigende takststyringsandel påvirker produktiviteten positivt som forventet, men dog kun substantielt meget marginalt. Model 3 viser, at koefficienten for takststyring ikke forklarer produktivitetsafvigelsen, når der tages højde for et sæt af amtsspecifikke konstanter for den sidste del af perioden. Dette kan indikere, at den signifikante effekt af takstandelen i model 1 og 2 knytter sig til amtsspecifikke effekter i periode 2, men det kan også skyldes tabet af frihedsgrader i regressionen.

Koefficienten for antallet af sygehuse (Antal) i model 1 indikerer, at amter med et større antal sygehuse er associeret med højere produktivitet. Koefficienterne for sygehuskategorierne (Sygehus101, Sygehus102, Sygehus103, Sygehus10+) i model 1 indikerer, at amter med en stor andel af specialiserede sygehuse (Sygehus101) er associeret med mindre produktivitet, mens amter med en stor andel af amtslige hovedsygehuse (Sygehus102) har en større produktivitet. I model 2 og 3 fremkommer et lidt andet mønster, hvor ingen af koefficienterne er signifikante.

Den negative koefficient for »Sengemaks« peger på, at amter med et stort sygehus (målt på antal senge) ser ud til at være associeret med en lavere produktivitet (dog kun signifikant i model 1). Koefficienten for »Indb_seng« i model 2 og 3 viser lidt uventet, at en stigning i antal indbyggere per seng påvirker produktiviteten negativt, mens koefficienten i model 1 indikerer, at amter med mange indbyggere per seng er associeret med større produktivitet. Forklaringen på dette mønster skal findes i forskellen mel-

Tabel 5. Determinanter for produktivitet.

Variable	Model 1: Simpel OLS		Model 2: Fast-effekt		Model 3: Fast-effekt	
	Koefficient	(Std.afv.)	Koefficient	(Std.afv.)	Koefficient	(Std.afv.)
Takstandel	0,167***	(0,045)	0,112***	(0,032)	0,036	(0,119)
Antal	1,586***	(0,493)	0,278	(2,067)	1,387	(2,402)
Sygehus101 ¹	-0,219***	(0,046)	0,175	(0,326)	-0,459	(0,479)
Sygehus 102 ¹	0,180***	(0,044)	0,382	(0,233)	0,165	(0,592)
Sygehus103 ¹	-0,015	(0,023)	-0,442	(0,518)	0,569	(0,769)
Sygehus10+ ¹	0,054	(0,037)	-0,115	(0,252)	-0,276	(0,268)
Sengemaks	-2,053***	(0,348)	-0,76	(0,932)	-0,596	(1,216)
Indb_seng	1,669	(2,435)	-5,690**	(2,274)	-4,432	(2,788)
Stat_amb	0,003	(0,106)	-0,006	(0,088)	-0,181	(0,135)
Indbkm ²	-0,022	(0,073)	0,059	(1,865)	0,318	(2,161)
By	0,682***	(0,16)	0,187	(0,706)	0,189	(0,706)
H:S	–	–	-33,659	(97,988)	-26,597	(111,877)
Københavns Amt ²	–	–	-36,403	(25,232)	6,034	(39,246)
Frederiksborg Amt ²	–	–	20,340	(19,515)	-10,029	(25,276)
Roskilde Amt ²	–	–	6,475	(19,935)	-22,375	(23,825)
Vestsjællands Amt ²	–	–	-5,553	(16,609)	19,971	(25,450)
Storstrøms Amt ²	–	–	14,043	(11,027)	23,026*	(12,587)
Bornholms Amt ²	–	–	26,111	(48,108)	-58,588	(71,417)
Fyns Amt ²	–	–	-5,304	(10,039)	6,669	(14,860)
Sønderjyllands Amt ²	–	–	7,869	(20,448)	-20,487	(25,012)
Ribe Amt ²	–	–	-1,134	(17,216)	26,669	(23,444)
Vejle Amt ²	–	–	12,855	(13,632)	-1,699	(16,063)
Århus Amt ²	–	–	-4,589	(17,345)	19,644	(21,875)
Ringkjøbing Amt ²	–	–	-2,060	(17,221)	26,796	(30,252)
Viborg Amt ²	–	–	8,441	(16,630)	-9,185	(19,404)
Nordjyllands Amt ²	–	–	-7,430	(14,059)	20,153	(19,239)
T ₂	–	–	–	–	-2,023*	(1,065)
T ₂ ×H:S ³	–	–	–	–	1,317	(3,711)
T ₂ ×Københavns Amt ³	–	–	–	–	2,152	(3,195)
T ₂ ×Frederiksborg Amt ³	–	–	–	–	-5,547	(3,664)
T ₂ ×Roskilde Amt ³	–	–	–	–	5,051	(3,092)
T ₂ ×Vestsjællands Amt ³	–	–	–	–	-0,116	(3,745)
T ₂ ×Storstrøms Amt ³	–	–	–	–	-6,313*	(3,323)
T ₂ ×Bornholms Amt ³	–	–	–	–	-2,197	(4,145)
T ₂ ×Fyns Amt ³	–	–	–	–	4,912	(5,732)
T ₂ ×Sønderjyllands Amt ³	–	–	–	–	-3,962	(2,657)
T ₂ ×Ribe Amt ³	–	–	–	–	4,132	(6,546)
T ₂ ×Vejle Amt ³	–	–	–	–	4,486	(2,611)
T ₂ ×Århus Amt ³	–	–	–	–	4,964	(4,767)
T ₂ ×Ringkjøbing Amt ³	–	–	–	–	-0,909	(3,959)
T ₂ ×Viborg Amt ³	–	–	–	–	-1,790	(2,810)
T ₂ ×Nordjyllands Amt ³	–	–	–	–	-6,178**	(3,080)
Konstant	40,324***	(13,810)	107,441*	(60,180)	91,508	(62,004)
Model: (N = 135)	R ² = 57,1%		R ² (adj.) = 53,7%		R ² = 87,8%	
	R ² (adj.) = 85,1%		R ² = 91,4%		R ² (adj.) = 87,9%	

Noter: Tosidet signifikans angivet ved ***(1%) **(5%) *(10%). (1) Disse koefficienter er begrænset så summen bliver lig 0. (2) Disse koefficienter er begrænset så summen bliver lig 0. (3) Disse koefficienter er begrænset så summen bliver lig 0.

lem de to typer af regressionsmodeller. Model 2 og 3 ser på ændringer i variablene, hvor de amtsspecifikke karakteristika er opfanget i fast-effekterne. I model 1 opfanger de forklarende variable ændringer men også amtsspecifikke karakteristika.

Amter karakteriseret ved et stort output (målt i kroneværdi) af stationære udskrivninger relativt i forhold til ambulante besøg (Stat_amb) er associeret med en marginalt højere produktivitet (model 1). Model 2 og 3 viser dog, at en stigning i stationær/ambulant ratioen medfører lavere produktivitet (dog ikke statistisk signifikant), svarende til hvad man umiddelbart ville forvente.

Det generelle billede viser, at man forsigtigt kan konkludere, at sygehusstruktur har betydning for forklaring af produktivetsforskelle – og groft taget i en retning, som man ville forvente. Dertil kommer, at enkelte geografiske forhold muligvis har betydning for produktivetsforskellene. Konklusionerne fra ovenstående tre modeller kan dog ikke blive særligt stærke, da langt de fleste variable bliver insignifikante, når der tages højde for amtsspecifikke konstanter.

5. Faktisk og justeret produktivetsafvigelse

I analysen af amternes afvigelse fra den landsgennemsnitlige produktivitet i afsnit 4 justeres for en række faktorer, som menes at have betydning for produktivetsforskelle. Dette afsnit sammenligner de faktiske produktivetsforskelle med de forventede (»predicted«) værdier fra regressionsmodellerne for at se på betydningen af en række af variablene.

Tabel 6 viser de faktiske og de forventede værdier i de to år 1996 og 2004. De forventede værdier beregnes ud fra regressionsmodel 3 dels ved at lave en simpel prædiction med amternes faktiske værdier for de forklarende variable, og dels en prædiction hvor amternes sygehusstruktur sættes lig med landsgennemsnittet, dvs. en art standardisering, mens de øvrige variable antager deres faktiske værdier. Derved bliver det muligt at vise, hvordan amternes produktivitet hypotetisk ville se ud, hvis de havde en sygehusstruktur svarende til landsgennemsnittet.

Tabel 6 viser, at nogle klarer sig bedre end forventet og omvendt, når der standardiseres for sygehusstruktur. De forventede værdier i søjle 3 og 6 viser, at den fulde model laver en rimelig præcis prædiction af produktiviteten. I denne sammenhæng er det mindst lige så interessant at lave en sammenligning af den faktiske produktivitet i søjle 2 og 5 med de forventede værdier i hhv. søjle 4 og 7.

Med udgangspunkt i H:S som et eksempel viser tabel 6, at produktiviteten i 1996 er 88 uden korrektion, mens hvis der korrigeres for sygehusstruktur, så ville deres produktivitet hypotetisk være 97. Det betyder altså, at H:S ser ud til at klare sig produktivetsmæssigt dårligere i forhold til landsgennemsnittet, men når der korrigeres for sygehusstrukturen, så vil H:S klare sig nogenlunde svarende til landsgennemsnittet.

Tabel 6. Forudsagte værdier fra model 3 sammenlignet med faktiske værdier.

Amt	1996		2004		2004	
	1996 faktiske	1996 forudsagt ¹	1996 lands. gns. sygehusstruk. ²	2004 faktiske	2004 forudsagt ¹	2004 lands. gns. sygehusstruktur ²
H:S	88	90	97	94	94	101
Københavns Amt	102	101	100	99	100	99
Frederiksborg Amt	111	110	105	102	101	96
Roskilde Amt	107	108	96	115	113	101
Vestsjællands Amt	103	105	105	99	99	100
Storstrøms Amt	117	111	113	104	106	104
Bornholms Amt	89	86	79	84	86	78
Fyns Amt	91	90	100	98	96	103
Sønderjyllands Amt	102	101	95	91	93	87
Ribe Amt	105	103	103	114	109	103
Vejle Amt	113	113	109	119	116	112
Ringkjøbing Amt	111	110	106	105	107	103
Århus Amt	102	103	119	108	107	122
Viborg Amt	101	101	98	99	98	95
Nordjyllands Amt	98	96	107	96	97	107

Note: (1) Forudsagte værdier er beregnet ud fra model 3 i ovenstående tabel 5. (2) Forudsagte værdier er beregnet ud fra model 3 i ovenstående tabel 5, hvor sygehusstrukturen er sat lig med den landsgennemsnitlige sygehusstruktur. Dette gælder for variablene: Sygehuse, Sygehus101, Sygehus102, Sygehus103 og Sygehus10+.

Vejle Amt er et andet eksempel. I 1996 er deres faktiske produktivitet lig med 113. Når der korrigeres for sygehusstrukturen, så vil produktiviteten være på 109. Dette betyder, at Vejle har en favorabel sygehusstruktur, og når der justeres for dette i forhold til landsgennemsnittet, så vil produktiviteten være lidt mindre men dog stadig betydeligt over landsgennemsnittet.

Der er også andre interessante sammenligninger af de faktiske og den prædikterede produktivitet, men her taler tabel 6 for sig selv.

6. Diskussion

Hovedformålet har været at undersøge, om øget anvendelse af aktivitetsbaseret afregning af sygehusene fører til højere produktivitet sammenlignet med rammebudgetter. Det kan ikke påvises overbevisende. Det svarer ikke til resultatet i en nylig embedsmandsrapport, (Indenrigs- og Sundhedsministeriet m.fl. (2005). Årsagen er utvivlsomt, at der her dels er undersøgt en længere årrække, dels at der ved hjælp af forskellige regressionsmodeller er søgt kontrolleret for relevante forskelle amterne imellem. Per implikation sætter analysen derfor også spørgsmålstejn ved, hvad der i givet fald vil være af gevinst ved at forøge den takstfinansierede andel af sygehusenes

budgetter til mindst 50%, sådan som det er annonceret. Der kan være forskellige gode grunde til at øge takstfinansieringen, men større produktivitet og øget aktivitetsniveau sammenlignet med rammebudgetter hører tilsyneladende ikke til de empirisk bekræftede begrundelser.

Empiriske studier i andre lande giver heller ikke noget klart billede af, om produktiviteten bliver forbedret ved overgang fra traditionelle rammebudgetter til (øget) aktivitetsbaseret afregning.

Studier fra Norge viser, at det, som de kalder den tekniske produktivitet (opgørelse af output i forhold til input i naturlige enheder) er steget, mens omkostningsproduktiviteten er faldet ved indførelsen af aktivitetsbestemt afregning, Hagen m.fl. (2001). Studier fra Ungarn, Kroneman & Nagy (2001), Italien, Giammanco (1999), Portugal, Dismuke & Sena (1999), Sverige, Gerdtam m.fl. (1999) og Australien, Duckett (1995) indikerer, at produktiviteten er steget efter indførelse af DRG sammenlignet med brug af rammebudgetter eller delvis DRG-aktivitetsafregning, men det er næppe muligt at drage stærke eller entydige konklusioner fra disse studier. Nærværende analyser viser i afsnit 3, at produktivitetsstigningen i perioden 2002-2004 kun er meget marginalt større i forhold til den foregående periode 1996-2001. Analysen i afsnit 4 viser, at amter med en høj grad af aktivitetsbestemt afregning ikke ser ud til at have haft en større produktivitet end amter med en mindre grad. Konklusionerne i afsnit 4 skal dog tages med det forbehold at opgørelserne af takststyringsandelen som proxy for graden af aktivitetsbestemt afregning er behæftet med betydelig usikkerhed.

Frem for nærværende fremgangsmåde kunne man alternativt have brugt stokastisk frontier-analyse SFA, Greene WH; Greene WH (2005), eller DEA, Hollingsworth m.fl. (1999); Olesen og Petersen (1999). Der er i litteraturen en diskussion af fordele og ulemper ved disse to metoder, Coelli m.fl. (2005); Jacobs (2001); Newhouse (1994). Begrundelse for ikke at bruge SFA og DEA har været, at vi ønskede, at vores undersøgelse var sammenlignelig med øvrige officielle opgørelser.

Konklusionerne skal tages med det forbehold, at data er anvendt i den form Sundhedsstyrelsen har opgjort det. Kvaliteten af data kan være dårlige specielt for perioden før 2000. I den seneste opgørelse af produktivitetsstigning 2003 til 2004 er der foretaget en hel række justeringer af tallene for at tage højde for forskelle registreringspraksis, medicinudgifter og andre ændringer over tid og på tværs af amter, Amtsrådsforeningen m.fl. (2005). Vi har ikke haft mulighed for at fortage denne type af justeringer af tallene, hvorfor konklusionerne skal tages med forbehold. Endelig skal konklusionerne tages med det forbehold, at registreringspraksis kan have ændret sig over tid, se Indenrigs- og Sundhedsministeriet (2005).

Resultaterne fra dette studie har praktisk betydning i en anden sammenhæng. Det er aftalt mellem amterne og regeringen, at der løbende skal rapporteres om produktivite-

ten i det danske sygehusvæsen. Den første afrapportering har fundet sted med resultater på amtsniveau, Amtsrådsforeningen m.fl. (2005). Formålet med offentliggørelsen er at fremme en form for sammenligningskonkurrence, ved at man bliver »presset« til at forsøge at forbedre sig via den opmærksomhed, som offentliggørelse af tallene medfører. På nuværende tidspunkt korrigerer man ikke for åbenbare forskelle i betingelserne i de forskellige amter, men skal sammenligningerne tjene som inspiration for forbedring, bør der korrigeres for relevante forhold. Det er forsøgt her ved hjælp af en regressionsmodel. Om end analysen er mere eksplorativ end definitiv og konfirmatorisk, er det åbenbart, at det er vigtigt at korrigere for åbenbare relevante forskelle såsom sygehusstruktur og geografi. Modellen kan betragtes som et første skridt i retningen af en »standardiserings-strategi« for offentliggørelse af produktivitet, som viser, at produktivitetsforskellene måske i virkeligheden ikke er så store, som de umiddelbart ser ud til at være.

Litteratur

- Amtsrådsforeningen, H:S, Finansministeriet, Sundhedsstyrelsen, & Indenrigs- og Sundhedsministeriet. 2005. *Løbende offentliggørelse af produktivitet i sygehussektoren. Første delrapport*, Indenrigs- og Sundhedsministeriet, København.
- Ankjær-Jensen, A. og M. B. Rath. 2005. *Takststyring af sygehuse – 2. delrapport: Erfaringer efter et år med takststyring* DSI, København.
- Bech, M. 2004. *Choice of Hospital Reimbursement Scheme: Incentives and Tradeoffs*, Ph.D. thesis, University Press of Southern Denmark, Odense.
- Bech, M., J. Lauridsen og K. M. Pedersen. 2006. Giver øget brug af takststyring i sygehusvæsenet højere produktivitet? *Health Economics Papers* 2006:3, University of Southern Denmark, Institute of Public Health, Odense.
- Coelli, T., S. Perelman og E. Romano. Accounting for environmental influences in stochastic frontier models: with application to international airlines. *Journal of Productivity Analysis* 11, 251-73. 1999.
- Coelli, T., D. Prasada og C. O'Donnell. 2005. *An introduction to efficiency and productivity analysis, 2. udgave*, Springer Science, New York.
- Dismuke, C. E. og V. Sena. 1999. Has DRG Payment Influenced the Technical Efficiency and Productivity of Diagnostic Technologies in Portuguese Public Hospitals? An Empirical Analysis Using Parametric and Non-Parametric Methods, *Health Care Management Science*, vol. 2, s. 107-16.
- Duckett, S. J. 1995. Hospital Payment Arrangements to Encourage Efficiency – the Case of Victoria, Australia, *Health Policy*, vol. 34, nr. 2, s. 113-34.
- Engberg, L. 2000. Meget forsigtig »90/10«-start i 2000, *Nyfigen*, vol. 11, s. 2-4.
- Finansministeriet, Sundhedsstyrelsen, & Indenrigs- og Sundhedsministeriet. 2006. *Takststyring i de nye regioner*, Finansministeriet, København.
- Gerdtham, U.-G., M. Löthgren, M. Tambour og C. Rehnberg. 1999. Internal Markets and Health Care Efficiency: A Multiple-Output Stochastic Frontier Analysis, *Health Economics*, vol. 8, nr. 2, s. 151-64.
- Giammanco, M. D. 1999. The Short-Term Response of Hospitals to the Introduction of the DRG Based Prospective Payment System: Some Evidence from Italy, *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*, vol. 58, s. 27-62.
- Goddard, J. A. og M. Tavakoli. 1998. Referral rates and waiting lists: Some empirical evidence, *Health Economics*, vol. 7, nr. 6, s. 545-49.

- Greene, W. H. 1999. Frontier Production Functions. s. 81-166 i M. H. Pesaran og P. Smith, red. *Handbook of Applied Econometrics*, volume II: microeconomics. Blackwell Publishers: Oxford, 1997.
- Greene, W. H. 2005. Reconsidering heterogeneity in panel data estimators of the stochastic frontier model, *Journal of Econometrics*, vol. 126, nr. 2, s. 269-303.
- Hagen, T. P., T. Iversen og J. Magnussen. 2001. *Sykehusenes effektivitetsudvikling 1992-1999 – Hvilken effekt ga innsatsstyrt finansiering?*, Universitet i Oslo – Helseøkonomisk Forskningsprogram, Oslo.
- Hollingsworth, B., P. Dawson og N. Mani Dakis. 1999. Efficiency measurement of health care: a review of non-parametric methods and applications, *Health Care Management Science*, vol. 2, s. 161-72.
- Indenrigs- og Sundhedsministerens rådgivende udvalg. 2003. *Sygehusvæsenets organisering – sygehuse, incitament, amter og alternativer*, Indenrigs- og Sundhedsministeriet, København.
- Indenrigs- og Sundhedsministeriet. 2002. *Aktivitetsbestemt finansiering i Danmark: Foreløbige erfaringer*, Indenrigs- og Sundhedsministeriet, København.
- Indenrigs- og Sundhedsministeriet. 2005. *Datakvalitet*. Notat fra Indenrigs- og Sundhedsministeriet den 19. december 2005.
- Indenrigs- og Sundhedsministeriet, H:S, Amtsrådsforeningen, Sundhedsstyrelsen, & Finansministeriet. 2005. *Evaluering af takststyring på sygehusområdet*, Indenrigs- og Sundhedsministeriet, København.
- Indenrigs- og Sundhedsministeriet & Sundhedsstyrelsen. 2006. *Takstsystem 2006: Vejledning* Sundhedsstyrelsens publikationer, København.
- Jacobs, R. 2001. Alternative Methods to Examine Hospital Efficiency: Data Envelopment Analysis and Stochastic Frontier Analysis, *Health Care Management Science*, vol. 4, nr. 2, s. 103-15.
- Kjellberg, J., J. Sørensen og L. Herbild. 2004. *Ventelister til elektiv behandling – Hvorfor er de et problem, hvorfor opstår de og hvad kan der gøres ved dem?*
- Kroneman, M. og J. Nagy. 2001. Introducing DRG-based financing in Hungary: a study into the relationship between supply of hospital beds and use of these beds under changing institutional circumstances, *Health Policy*, vol. 55, nr. 1, s. 19-36.
- Lassen, A. og J. Kjellberg. 2004. *Fra plan til marked. En kortlægning af anvendelsen af New Public Management inspirerede styringsmodeller i sygehusvæsenet i Danmark* (DSI Rapport 2004:02) DSI, København.
- Newhouse, J. P. 1994. Frontier Estimation: How Useful a Tool for Health Economics?, *Journal of Health Economics*, vol. 13, nr. 3, s. 317-22.
- Olesen, O. og N. C. Petersen. 1999. *Måling af Sygehusets Produktivitet. En anvendelse af DEA-metoden og DRG-systemet*, Jurist og Økonomforbundets Forlag, København.
- Pedersen, K. M., M. Bech og M. B. Hansen. 2006. *Incitamentsstyring i sygehusvæsenet: Virkningen af øget takststyring og tilhørende incitament*, Syddansk Universitetsforlag, Odense.
- Strukturkommissionen. 2004. *Strukturkommissionens betænkning Bind III, Bilag – Sektorkapitler. Betænkning nr. 1434*, Indenrigs- og sundhedsministeriet, København.
- Sundhedsministeriet. 2001. *Status for udvikling af DRG-metoden 2000-2001*, Sundhedsministeriet, København.
- Zweifel, P. og F. Breyer. 1997. *Health Economics*, Oxford University Press, New York and Oxford.

Ulighed i sundhed målt ved to instrumenter – kommer det ud på et?

Jørgen Lauridsen

Institut for Virksomhedsledelse og Økonomi, Syddansk Universitet, E-mail: jtl@sam.sdu.dk

Terkel Christiansen

Institut for Sundhedstjenesteforskning – Sundhedsøkonomi, Syddansk Universitet, E-mail: tch@sam.sdu.dk

SUMMARY: It is a central aim of health policy initiatives to reduce the income related inequality in health, which seems to be relatively high in Denmark as compared to other European countries. For practical matters income related health inequality is frequently measured on an ordinal scale in the form of self-assessed health (SAH) with five response categories ranging from »very good« to »very bad«. For many purposes it is necessary to transform this measure to a cardinal measure, which may be done by applying scores calculated in external studies. The choice of instrument may potentially influence the results obtained. The present study investigates the sensitivity of measured income related health inequality to the choice of instrument, as external 15D and HUI3 scoring instruments are applied to Danish data. Using interval regression, concentration indices measuring income related health inequality are obtained, and these measures are further decomposed into contributions from socioeconomic and demographic individual characteristics. These contributions are further disentangled into regressor and elasticity contributions. It is concluded that while the basic regression results do not vary across the 15D and HUI instruments, the ability to explain income related health inequality as well as the distinction between regressor and elasticity effects on inequality vary across instruments.

1. Indledning

Den indkomstrelaterede ulighed i sundhed er ifølge visse undersøgelser relativ høj i Danmark i sammenligning med andre europæiske lande, van Doorslaer og Koolman (2004); Christiansen (1997). Reduktionen af denne ulighed er et erklæret og centralt mål for offentlige sundhedspolitiske strategier, bl.a. ifølge Regeringens Folkesundhedsprogram fra 2002, Indenrigs- og Sundhedsministeriet (2002). For et vellykket udfald af sådanne indsatser er det centralt, ikke blot at vide i hvilket omfang socioøkonomiske og demografiske karakteristika bidrager til ulighed i sundhed, men også at have

korrekte mål for hvorledes disse bidrag er skruet sammen: Er det indkomstrelaterede uligheder i karakteristika (så som køn, alder, uddannelse, beskæftigelse eller civilstand), der skaber ulighed i sundhed (hvormed en optimal indsats er en fordelingspolitisk opgave), eller er det koblinger i form af sammenhæng (elasticiteter) mellem karakteristika og sundhed, der skaber uligheden (hvormed en optimal indsats er af sundhedspolitisk karakter)?

Litteraturen om indkomstrelateret ulighed i sundhed indeholder resultater fra en række lande, som indikerer, at den målte ulighed kan være følsom over for valg af måleskala, van Doorslaer og Koolman (2004); Clarke m.fl. (2002). Wagstaff m.fl. (1994) fandt desuden, at rangordning mellem lande efter relativ ulighed kan være påvirket af, om der anvendes et sundheds- eller sygelighedsmål. Derfor er forskellige fremgangsmåder blevet afprøvet med henblik på at omdanne et ordinalt sundhedsmål til en kardinalskala, inklusive den fremgangsmåde, der blev brugt af Wagstaff m.fl. (1994), van Doorslaer og Jones (2003) og van Doorslaer og Koolman (2004).

Der findes et stort antal instrumenter til at måle sundhedsrelateret livskvalitet (HRQoL). De fleste inddrager såvel fysiske som mentale aspekter, men de varierer med hensyn til flere karakteristika, herunder den konceptuelle model til at måle sundhed, indhold og omfang af begrebet sundhed, og i hvilket omfang sundhed deles op i dimensioner eller skalaer. For eksempel indeholder det i Danmark ofte anvendte EQ-5D instrument, EuroQol Group (1990) kun 5 definerede dimensioner af sundhedsstatus, hvorimod Health Utility Index Mark 3 (HUI3), Feeny m.fl. (2002), Torrance m.fl. (1995) indeholder 8 definerede dimensioner, og 15D instrumentet, Sintonen (2001) indeholder 15 definerede dimensioner af sundhed. Man kan forestille sig, at beskaffenheden og antallet af inkluderede dimensioner i sig selv kan have en virkning på den totale score for en given sundhedstilstand.

Hawthorne m.fl. (2001) har ved sammenligning mellem forskellige instrumenter vist, at korrelation mellem score opnået ved at anvende forskellige instrumenter på samme befolkning afveg fra det teoretiske ideal om fuldkommen korrelation. Således var Spearman korrelationen mellem score opnået ved 15D og HUI3 instrumenterne 0,74 ($n = 996$). Afvigelsen fra idealet tilskrives et mønster, hvor scoringen på 15D er komprimeret i en øvre skalarangorden sammenlignet med score opnået ved HUI3 instrumentet. En vigtig følge er, at en ændring i gennemsnitscore ved 15D instrumentet modsvarer en meget større ændring i score opnået ved HUI3 instrumentet.¹

Evidens om komparative socio-økonomiske uligheder i sundhedsdeterminanter fremgår af van Doorslaer og Koolman (2004) i en sammenligning af 13 lande, baseret på den tredje bølge af European Community Household Panel (ECHP). I denne under-

1. I mangel af præcis terminologi karakteriserer vi 15D instrumentet som et »komprimeret« instrument i modsætning til HUI3, som vi karakteriserer som et »ikke-komprimeret« instrument.

søgelse anvendtes intervalregression, van Doorslaer og Jones (2003), og potentielle uligheder i sundhedsdeterminanternes bidrag undersøgtes ved brug af Oaxaca (1973) dekomponering i forlængelse af Wagstaff m.fl. (2003).

Nærværende undersøgelse bidrager til de eksisterende metoder og resultater ved at sammenligne resultater opnået ved skalering af selvvrurderet sundhed (self-assessed health – SAH) med forskellige måleinstrumenter. Grundlaget for undersøgelsen er en dansk stikprøve med oplysninger om selvvrurderet sundhed, hvor *15D* og *HUI3* instrumenterne anvendes til skalering af selvvrurderet sundhed. Det vises, at resultaterne er følsomme over for det anvendte måleinstruments egenskaber. Selve de grundlæggende regressionsresultater varierer ganske vist ikke over *15D* og *HUI3* instrumenterne. Derimod varierer evnen til at forklare indkomstrelateret ulighed i sundhed, idet forklaringskraften er næsten dobbelt så høj for *15D* instrumentet som for *HUI3* instrumentet. Desuden påvirkes sondringen mellem regressor- og elasticitetsbidrag betydeligt af valg af instrument. Dette har indlysende konsekvenser for sundhedspolitiske og sundhedsøkonomiske indsatser, som nødvendigvis må afveje den relative allokering af begrænsede ressourcer, ikke blot til socioøkonomiske og demografiske befolkningsgrupper, men også mellem fordelingspolitiske indsatser (statistisk udtrykt med henblik på at reducere regressorbidrag) og sundhedspolitiske indsatser (med henblik på at reducere elasticitetsbidrag).

2. Måling og dekomponering af ulighed

Økonometrisk analyse af den ordnede kategoriske variabel (SAH) baseres på intervalregressionsmodellen, idet tærskelparametrene for SAH-kategorierne er fastlagte i kraft af skaleringen med et eksternt instrument. Herved opnås estimationsresultater som er mere effektive end ved traditionel ordnet logistisk regression, Jones (2000).

Fremgangsmåden i nærværende undersøgelse er at bruge eksterne score fra henholdsvis *15D* og *HUI3* instrumenterne til at måle tærskelværdierne mellem SAH intervallerne (en såkaldt »mapping metode«). I de eksterne undersøgelser beregnedes først de kumulative hyppigheder for SAH kategorierne. Dernæst bestemtes percentiler for de observerede *15D*, henholdsvis *HUI3*, score, og disse benyttes som tærskelværdier i SAH-instrumentet. For *15D* score blev denne øvelse gennemført på finske data af Lauridsen m.fl. (2004), mens et studie baseret på canadiske data, van Doorslaer m.fl. (1997); van Doorslaer og Jones (2003) gennemførte øvelsen for *HUI3* score. I det foreliggende studies sammenligning af de to indeks ses på (1) resultater fra regressionser for sundhed, baseret på hhv. *HUI3* og *15D* skalering af SAH; (2) determinanternes bidrag til ulighed i sundhed, baseret på hhv. *HUI3* og *15D* skalering. Disse bidrag dekomponeres yderligere i regressor- og elasticitetseffekter som beskrevet nedenfor.

For en variabel y kan den indkomstrelaterede ulighed måles ved brug af det vel-

kendte koncentrationsindeks, $C = 2 * cov(y, R) / \mu$, hvor R er den fraktionelle indkomstrang defineret for det enkelte individ som $R_i = (r_i - 1/2) / N$, idet r_i er den ubetingede indkomstrang for individet. C kan beregnes bekvemt ved at udføre regressionen $(2\sigma_R^2 / \mu)y_i = \alpha + \beta R_i + \mu_i$, hvor σ_R^2 er variansen for R , idet C derved opnås som estimatet for β . Desuden fås standardfejl og t -værdi for det estimerede C direkte som standard output fra regressionen.

Idet sundhed antages forbundet til K determinanter ved en lineær specifikation, $y = \sum_k \delta_k x_k + \varepsilon$, kan koncentrationsindekset C for y dekomponeres som

$$C = \sum_k (\delta_k \mu_k / \mu) C_k + (1/\mu) CG = \sum_k \eta_k C_k + (1/\mu) CG, \quad (1)$$

hvor μ er gennemsnittet af y , μ_k gennemsnittet af x_k , C_k koncentrationsindekset for x_k , og CG det generaliserede koncentrationsindeks for ε , Wagstaff m.fl. (2003). Ligning (1) viser, at C består af to komponenter: en deterministisk komponent, som er lig med den vægtede sum af koncentrationsindices for de K determinanter, hvor vægten for x_k er elasticiteten af y med hensyn til x_k (δ_k), og en residual ulighed som fremgår af det sidste led. Dekomponeringen viser yderligere, hvorledes hver determinants særskilte bidrag til ulighed inden for sundhed kan opdeles i 3 kilder: (i) determinantens virkning på sundhed (δ_k), (ii) determinantens middelværdi i populationen (μ_k) og (iii) determinantens forbindelse med indkomstrang (C_k).

Ved en omskrivning af Oaxacas (1973) dekomponeringsmetode, som i øvrigt af van Doorslaer og Koolman (2004) blev anvendt på forskellen mellem lande, men her målt ved ét instrument ($HUI3$), kan forskellen i forklarede koncentrationsindices mellem $15D$ og $HUI3$ skaleringer specificeres som

$$\Delta C = C_{15D} - C_{HUI3} = \sum_k \eta_{k,HUI3} (C_{k,15D} - C_{k,HUI3}) + \sum_k C_{k,15D} (\eta_{k,15D} - \eta_{k,HUI3}) = \sum_k \Delta C^{(k)}, \quad (2)$$

hvor

$$\begin{aligned} \Delta C^{(k)} &= \eta_{k,15D} (C_{k,15D} - C_{k,HUI3}) + C_{k,HUI3} (\eta_{k,15D} - \eta_{k,HUI3}) = \\ &C_{k,HUI3} (\eta_{k,15D} - \eta_{k,HUI3}) \\ &= C_k \mu_k (\delta_{k,15D} / \mu_{15D} - \delta_{k,HUI3} / \mu_{HUI3}), \end{aligned} \quad (3)$$

idet $C_{k,15D} = C_{k,HUI3}$ og $\mu_{k,15D} = \mu_{k,HUI3}$. Leddet $\Delta C^{(k)}$ udtrykker regressoreffekten,

2. Disse identiteter gælder naturligvis kun når der alene dekomponeres på tværs af instrumenter. Se Lauridsen m.fl. (2006) for anvendelse af dekomponering på tværs af instrumenter såvel som lande (Danmark og Finland).

dvs. determinanten x_k 's bidrag til indkomstrelateret merulighed i sundhed, når 15D scorer anvendes frem for HUI3. Udspecificeringen viser hvorledes dette bidrag kan tilskrives forskellen i elasticiteten af x_k på y mellem 15D- og HUI3 skaleringerne.

Til sammenligning af den relative betydning af elasticitetsforskellen beregnes elasticitetseffekten som den *procentvise merelasticitet*

$$PME = 100 * (\eta_{k,HUI3} - \eta_{k,15D}) / \eta_{k,15D}. \quad (4)$$

Således er bidraget fra variabelen x_k til forskellen i indkomstrelateret ulighed i selv-vurderet sundhed, når der skaleres ved HUI3 frem for 15D, bestemt ved (1) fortegnet og størrelsen af C_k (inklusive skaleringen med μ_k), og (2) fortegnet og størrelsen af forskellen i den relative virkning af x_k på sundhed, dvs. $(\delta_{k,HUI3} / \mu_{HUI3} - \delta_{k,15D} / \mu_{15D})$. Hvis fortegnene er lig hinanden, så *forøges* forskellen, mens den i modsat fald *formindskes*. Implikationen af valg af måleinstrument er altså indlysende: Hvis fortegnet for den indkomstrelaterede fordeling af en determinant (dvs. fortegnet for C_k) er lig med fortegnet for dens elasticitet, så vil et ikke-komprimeret sundhedsinstrument sætte bidraget fra determinanten til ulighed i sundhed relativt højere sammenlignet med et komprimeret sundhedsinstrument. Hvis fortegnene er modsatte, vil et ikke-komprimeret sundhedsinstrument tilsvarende sætte determinantens bidrag til ulighed i sundhed relativt lavere.

3. Datagrundlag

Data stammer fra undersøgelsen Sundhed og Sygelighed i Danmark, indsamlet af Institut for Folkesundhed (tidligere DIKE) i 1994. En stikprøve på 6001 blev udtaget, hvoraf 78% blev interviewet. Beregningerne inkluderer personer på 18 år og derover, Kjølner m.fl. (1995).

Data vedrørende selvurderet sundhed (SAH) er baseret på spørgsmålet: »Hvordan synes du selv, dit helbred er?« med følgende fem svarkategorier: (1) udmærket, (2) meget godt, (3) godt, (4) ikke så godt, og (5) dårligt. Forklarende variable til regressio-nerne er respondentens indtægt (defineret som logaritmen til nettohusstandsindkomst, korrigeret for husstandssammensætning ved brug af fremgangsmåden i Aronson m.fl. (1994), idet begge parametre i deres model blev sat lig med 0,5), alder, køn, beskæftigelsesstatus, uddannelse og ægteskabelig status. En eventuel interaktion mellem alder og køn såvel som ikke-linearitet i alderseffekterne er opfanget ved at specificere alderskategorier for hvert køn.

Lauridsen m.fl. (2004) beregnede følgende intervalgrænser for 15D: 0, 0,673, 0,789, 0,917, 0,965 og 1. For HUI3 er følgende intervalgrænser rapporteret af van Doorslaer og Jones (2003): 0, 0,428, 0,756, 0,897, 0,947 og 1. Det ses, at grænsen

Tabel 1. Resultater af intervalregression af selvvrundet sundhed, skaleret med hhv. HUI3 og 15D instrumentet, gennemsnit og koncentrationsindices. $N = 4668$.

	Regressionskoefficienter og t-værdier og t-værdier		Gennemsnit	Koncentrations- indeks
	HUI3 skalering	15D skalering		
Log(indkomst)	0,0160 (4,92)	0,0127 (5,59)	5,1502	0,0554
Mand (31-45)	-0,0150 (-2,64)	-0,0125 (-3,17)	0,1585	0,2273
Mand (46-60)	-0,0268 (-4,08)	-0,0211 (-4,64)	0,1147	0,2815
Mand (61-70)	0,0277 (3,19)	0,0178 (2,95)	0,0565	-0,0809
Mand (71-)	0,0274 (2,73)	0,0189 (2,70)	0,0483	-0,4670
Kvinde (18-30)	-0,0022 (-0,41)	-0,0022 (-0,58)	0,1191	-0,1252
Kvinde (31-45)	-0,0174 (-2,93)	-0,0149 (-3,62)	0,1526	0,1443
Kvinde (46-60)	-0,0282 (-4,23)	-0,0241 (-5,20)	0,1105	0,2013
Kvinde (61-70)	0,0170 (1,86)	0,0149 (2,34)	0,0555	-0,3961
Kvinde (71-)	0,0229 (2,27)	0,0162 (2,28)	0,0624	-0,6555
Selvstændig	-0,0092 (-1,67)	-0,0063 (-1,65)	0,0686	0,2728
Studerende	-0,0012 (-0,20)	-0,0005 (-0,12)	0,0784	-0,3318
Arbejdsløs	-0,0132 (-2,41)	-0,0097 (-2,55)	0,0686	-0,0902
Tilbagetrukket	-0,1147 (-18,03)	-0,0862 (-19,39)	0,2058	-0,4977
Hjemmegående	-0,0211 (-1,69)	-0,0150 (-1,72)	0,0124	-0,1836
Inaktiv, andre årsager	-0,0628 (-7,76)	-0,0461 (-8,16)	0,0394	-0,2542
Kort uddannelse	-0,0088 (-2,05)	-0,0077 (-2,57)	0,6854	-0,0715
Middellang uddannelse	-0,0041 (-0,81)	-0,0036 (-1,04)	0,2014	0,1445
Skilt/Separeret	-0,0141 (-2,82)	-0,0097 (-2,78)	0,0867	-0,1072
Enke/Enkemand	0,0057 (0,91)	0,0026 (0,59)	0,0788	-0,5468
Ugift	0,0039 (0,96)	0,0016 (0,56)	0,3062	-0,0849
Forudsagt SAH, baseret på HUI3			0,9125	0,0103
% af observeret koncentrationsindeks				14,1%
Forudsagt SAH, baseret på 15D			0,9350	0,0138
% af observeret koncentrationsindeks				25,5%

Kilde: Kjølner m.fl. (1995). Observeret koncentrationsindeks er for SAH, skaleret med HUI3 0,0728, og med 15D 0,0553. Regressionerne inkluderede et konstantled, som ikke er vist.

mellem de to laveste SAH kategorier er væsentligt højere for 15D end for HUI3 skaleringen, således at førstnævnte repræsenterer et relativt snævert skaleret mål, hvorimod sidstnævnte repræsenterer et relativt bredt skaleret mål.

4. Resultater

Tabel 1 viser resultaterne fra intervalregressionen af sundhed på determinanter ved

Tabel 2. Bidrag til ulighed, baseret på selvvrurderet sundhed og skaleret med hhv. *HUI3* og *15D* scorer, målt i % af forudsagt koncentrationsindeks, samt regressor- og elasticitetseffekter. $N = 4668$.

	Bidrag <i>HUI3</i>	<i>15D</i>	Regressor-effekt ($\Delta C^{(k)}$)	Elasticitets- effekt (<i>PME</i>)
Log(indkomst)	36,26	37,46	-32,73	29,72
Mand (31-45)	-4,30	-4,68	3,15	22,90
Mand (46-60)	-6,86	-7,08	6,20	29,79
Mand (61-70)	-1,00	-0,84	1,47	59,35
Mand (71-)	-4,90	-4,42	6,31	48,53
Kvinde (18-30)	0,26	0,34	-0,04	3,94
Kvinde (31-45)	-3,04	-3,41	1,95	19,48
Kvinde (46-60)	-4,98	-5,56	3,28	20,03
Kvinde (61-70)	-2,97	-3,40	1,70	16,97
Kvinde (71-)	-7,43	-6,86	9,11	45,18
Selvstændig	-1,37	-1,22	1,79	49,84
Studerende	0,27	0,15	-0,62	144,74
Arbejdsløs	0,65	0,62	-0,72	39,33
Tilbagetrukket	93,26	91,59	-98,15	36,45
Hjemmegående	0,38	0,35	-0,46	44,28
Inaktiv, andre årsager	4,99	4,79	-5,56	39,51
Kort uddannelse	3,43	3,90	-2,03	17,67
Middellang uddannelse	-0,94	-1,09	0,51	16,00
Skilt/Separeret	1,04	0,94	-1,35	49,23
Enke/Enkemand	-1,94	-1,15	4,27	126,48
Ugift	-0,81	-0,43	1,92	153,70

Kilde: Kjølner m.fl. (1995). Regressoreffekt er i procent af forskellen mellem koncentrationsindices for *15D* og *HUI3* skaleringer. Elasticitetseffekt er i procent af elasticitet for *15D*.

brug af henholdsvis *HUI*- og *15D* scoringer af SAH-kategorier, samt middelværdier og indkomstrelaterede koncentrationsindeks for afhængige og uafhængige variable.

Resultaterne er ved en umiddelbar betragtning i tæt overensstemmelse for de to instrumenter, idet såvel fortegn som størrelser af regressionskoefficienterne stemmer nogenlunde overens. De to sidste rækker viser tal for forudsagt SAH scoret ved hhv. *HUI3* og *15D*. Det ses, at der er en ulige fordeling af selvvrurderet sundhed i de højere indkomstgruppers favør (det koncentrationsindekset er positivt), og at forudsagt SAH baseret på *HUI3* score har et lavere koncentrationsindeks end forudsagt SAH baseret på *15D* score, hvilket skyldes den lavere *HUI3* score for personer med dårligt helbred. Derimod ses det omvendte forhold for de observerede koncentrationsindeks. Dette betyder, at der ved *15D* scoring kan forklares en næsten dobbelt så stor andel af den indkomstrelaterede ulighed i sundhed end ved *HUI3* scoring.

Tabel 2 viser bidrag til forudsagt ulighed fra hver regressor efter formel (1) i pro-

cent af forudsagt koncentrationsindeks for selvvalgt sundhed ved brug af hhv. *HUI3* og *15D* score. Koefficienterne kan fortolkes på følgende måde for *15D* med $\log(\text{indtægt})$ som eksempel: Den forudsagte indkomstrelaterede ulighed i sundhed ville, alt andet lige, være 37,5 procent lavere, hvis indkomsten var fordelt ligeligt, eller hvis indtægten havde en sundhedselasticitet på 0. Resultaterne for *15D* og *HUI3* er generelt næsten ens.

Bidrag fra alder til forudsagt ulighed er negativ for både kvinder og mænd over 30 år for begge instrumenter. Tilbageberegning fra arbejdsmarkedet bidrager desuden meget til forudsagt ulighed.

Resultaterne fra dekomponeringen af merulighed er videre vist i tabel 2. Tredje søjle viser regressoreffekten, dvs. determinanternes bidrag til den procentvise merulighed for *15D* scorer mod *HUI3* scorer, jævnfør formel (3). Regressoreffekten for indtægt er -32,73 procent. Det betyder, at hvis indtægten var ligeligt fordelt (så at $C_{INCOME} = 0$), eller hvis elasticiteterne var ens for *15D* og *HUI3* målemetoden, så ville meruligheden i selvvalgt sundhed skaleret med *15D* være 32,73 procent højere end den ville have været, hvis den blev skaleret med *HUI3*. Valg af scoringsinstrument er altså af betydning, når bidragene til merulighed skal opgøres. Det ses, at især indtægt og tilbageberegningen formindsker meruligheden, men sammensætningen af disse reduktioner er begrebsmæssigt forskellige: Indtægt har et positivt koncentrationsindeks, men der er en negativ forskel i den relative indvirkning på sundhed, fordi elasticiteten er lavere for *15D* måling end for *HUI3* måling. Reduktionen i merulighed forårsaget af indtægt skyldes den lavere relative indvirkning af indtægt på sundhed målt ved *15D* end ved sundhed målt ved *HUI3*. Modsat skyldes reduktionen i merulighed forårsaget af tilbageberegningen kombinationen af det negative koncentrationsindeks for tilbageberegningen, og at den relative indvirkning af tilbageberegningen målt med *15D* er højere end for sundhed målt med *HUI3*. Tilsvarende mønstre i bidrag til større ulighed for *15D* over *HUI3* måling ses for alder og køn.

Endelig viser sidste søjle i tabel 2 elasticitetseffekten, dvs. variationerne mellem determinanterne i den procentvise merelasticitet (*PME*). Der ses generelt en tendens til højere elasticiteter for det ikke-komprimerede *HUI3* mål i forhold til det komprimerede *15D* mål. Yderligere problematisk er det, at denne forskel er langt fra proportionalitet. For kvinder under 30 vurderer de to mål således stort set ens med en forskel på 3,9 procent, mens overvurderingen ved *HUI3* skaleringen for ugifte andrager hele 153,7 procent.

5. Konklusion

Valget af instrument til skalering af sundhed har tilsyneladende ikke betydelige effekter på de grundlæggende resultater fra regression på socioøkonomiske og demogra-

fiske determinanter. Således er de relative bidrag fra determinanterne ikke særligt følsomme over for valg af *HUI3* eller *15D* instrument. Derimod er der betydelige forskelle på de samlede bidrag, idet forklaringskraften er næsten dobbelt så høj for *15D* instrumentet end for *HUI3* instrumentet. Desuden viser der sig betydelige forskelle, når determinanternes bidrag dekomponeres. Såvel bidragene til merulighed som merelasticiteterne varierer betydeligt for de to måleinstrumenter. Generelt ses det, ikke blot at en determinants bidrag til den indkomstrelaterede ulighed i sundhed bliver relativt overvurderet, når et ikke-komprimeret sundhedsinstrument som *HUI3* bruges frem for et komprimeret instrument som *15D*, men også at denne overvurdering er stærkt ikke-proportional på tværs af determinanter. Principielt har begge disse kendsgerninger indlysende konsekvenser for sundhedspolitiske og sundhedsøkonomiske indsatser med henblik på at reducere den i europæisk sammenhæng høje indkomstrelaterede danske ulighed i sundhed, idet den relative allokering af begrænsede ressourcer til befolkningssegmenter dermed ikke kan garanteres at være økonomisk eller fordelingspolitisk optimal. I den konkrete undersøgelse er de absolutte forskelle dog relativt små og den praktiske betydning derfor forholdsvis begrænset.

Undersøgelsens generalitet begrænses af at der kun er anvendt data for et enkelt land. Det kan dog nævnes at tilsvarende konklusioner er opnået i et studie baseret på finske data, Lauridsen m.fl. (2006).

Det forudsagte *HUI3*-baserede koncentrationsindeks for Danmark er tæt på den værdi, som van Doorslaer og Koolman (2004) kom frem til (0,0094 sammenlignet med 0,0103 i nærværende studie). I øvrigt bekræftes det af van Doorslaer og Koolman (2004) rapporterede (i europæisk sammenhæng) bemærkelsesværdigt høje koncentrationsindeks for tilbagetrukne, som angiver en stærk negativ sammenhæng mellem at være tilbagetrukket og indtægt. Resultaterne for især tilbagetrukne understøttes af OECD-statistikker for 1990erne vedrørende procentdelen af gennemsnitlig disponibel indkomst tildelt personer over 64 år, sammenlignet med aldersgruppen 18-64 år. Mens OECD-gennemsnittet er over 78%, er procentdelen kun 67,4 i Danmark, OECD (2002). Tilbagetrukne har således en relativ stor indkomstilbagegang, sammenlignet med såvel EU som OECD. Det fremgår, at det i indledningen nævnte relativt høje observerede koncentrationsindeks for Danmark hænger sammen med forholdene for de tilbagetrukne, hvilket også blev påvist af van Doorslaer og Koolman (2004).

Litteratur

- Arinen, S., U. Häkkinen, T. Klaukka, J. Klavus, R. Lehtonen og S. Aro. 1998. *Health and use of health services in Finland. Main findings of the Health Care Survey 1995/96 and changes from 1987*. Helsinki: Gummeruksen Kirjapaino.
- Aronson, J. R., P. Johnson og P. J. Lambert. 1994. Redistributive effect and unequal tax treatment. *Economics Journal*, 104, s. 262-70.
- Christiansen, T. 1997. *Distribution of Self-Assessed Health by Income*. Odense Uni-

- versity: CHS Working Paper 1997:9. <http://www.sam.sdu.dk/healtheco/publications/workingpapers.html>.
- Clarke, P. M., U. G. Gerdtham, M. Johansson, K. Binglefors og L. Smith. 2002. On the measurement of Relative and Absolute Income-related Health Inequality. *Social Science and Medicine*, 55, s. 1923-8.
- van Doorslaer, E. og A. Jones. 2003. The determinants of inequalities in self-reported health: validation of a new approach to measurement. *Journal of Health Economics*, 22, s. 61-87.
- van Doorslaer, E. og X. Koolman. 2004. Explaining the differences in income-related health inequalities across European countries. *Health Economics*, 13, s. 609-28.
- van Doorslaer, E., A. Wagstaff og H. Bleichrodt. 1997. Income-related inequalities in health: Some international comparisons. *Journal of Health Economics*, 16, s. 93-112.
- EuroQol Group. 1990. EuroQol: a new facility for the measurement of health-related quality of life. *Health Policy*, 16, s. 199-208.
- Feeny, D., W. Furlong, G. W. Torrance, C. H. Goldsmith, Z. Zhu, S. DePauw, M. Denton og M. Boyle. 2002. Multi-Attribute and Single-Attribute Utility Functions for the Health Utility Index Mark 3 System. *Medical Care*, 40, s. 113-28.
- Hawthorne, G., J. Richardson, N. A. Day. 2001. A comparison of the Assessment of Quality of Life (AQoL) with four other generic utility instruments. *Annals of Medicine*, 33, s. 358-70.
- Indenrigs- og Sundhedsministeriet. 2002. *Sund hele livet*. København: Indenrigs- og Sundhedsministeriet. <http://www.folkesundhed.dk/media/sundhelelivet.pdf>.
- Jones, A. 2000. Health Econometrics, i: A. J. Culyer og J. P. Newhouse, red., *Handbook of Health Economics*, Amsterdam: Elsevier.
- Kjøller, M., N. K. Rasmussen, L. Keiding, H. C. Petersen og G. A. Nielsen. 1995. *Sundhed og sygelighed i Danmark 1994 – og udviklingen siden 1987*. København: DIKE.
- Lauridsen, J., Christiansen, T. og U. Häkkinen. 2004. Measuring inequality in self-reported health. Discussion of a recently suggested approach using Finnish data. *Health Economics*, 13, s. 725-32.
- Lauridsen, J., T. Christiansen og U. Häkkinen. 2006. Does the choice of measurement scale matter in explaining and decomposing differences in income-related health inequality? *Arbejdsrapport*, Institut for Virksomhedsledelse og Økonomi, Syddansk Universitet. <http://www.sam.sdu.dk/economics/edp.html>
- Oaxaca, R. 1973. Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, 14, s. 693-708.
- OECD. 2002. *Society at a Glance. OECD Social Indicators*. Paris: OECD.
- Sintonen, H. 2001. The 15D instrument of health-related quality of life: properties and applications. *Annals of Medicine*, 33, s. 328-36.
- Torrance, G. W., W. Furlong, D. Feeny, M. Boyle. 1995. Multi-Attribute Preference Functions. Health Utility Index. *Pharmacoeconomics*, 7, s. 503-20.
- Wagstaff, A. og E. van Doorslaer. 1994. Measuring inequalities in health in the presence of multiple-category morbidity indicators. *Health Economics*, 3, s. 281-91.
- Wagstaff, A., E. van Doorslaer og N. Watanabe. 2003. On decomposing the causes of health sector inequalities with an application to malnutrition inequalities in Vietnam. *Journal of Econometrics*, 112, s. 207-23.

Usikkerhed forbundet med opgørelse af relativ produktivitet i sygehussektoren

Kim Rose Olsen

DSI Institut for Sundhedsvæsen, E-mail: kro@dsi.dk

Andrew Street

Center for Health Economics, University of York, E-mail: ads6@york.ac.uk

Anders Rud Svenning

DSI Institut for Sundhedsvæsen, E-mail: asv@dsi.dk

Anne Hvenegaard

DSI Institut for Sundhedsvæsen, E-mail: ah@dsi.dk

Jes Søgaard

DSI Institut for Sundhedsvæsen, E-mail: jes@dsi.dk

SUMMARY: The Danish ministry of the interior and health has recently announced that information about productivity at all levels of the Danish health sector should be made available to the public. The present study uses stochastic frontier analyses to estimate productivity for Danish hospitals over the period 2003-04 and to draw inferences about uncertainty by calculating 95% confidence intervals. The results show that productivity estimates should be interpreted with caution and argues for the importance of communicating uncertainty measures to the decision makers.

Introduktion

»Danmark skal forrest i førerfeltet med hensyn til at skabe åbenhed og synlighed om produktivetsforholdene i det danske sundhedsvæsen. Systematiske og offentligt tilgængelige produktivetsmålinger skal stille skarpt på sygehusvæsenets præstationer og sætte fokus på de gode arbejds gange«, Indenrigs- og Sundhedsministeriet, (2005).

Sådan lyder det i Indenrigs- og Sundhedsministeriets pjece, der har sat gang i et program om offentliggørelse af produktivetsmål i sundhedsvæsenet. Første delrapport

som er lavet af Amtsrådsforeningen, Hovedstadens Sygehusfællesskab (H:S), Finansministeriet, Sundhedsstyrelsen og Indenrigs- og Sundhedsministeriet er allerede udkommet, Amtsrådsforeningen m.fl., (2005). Her er foreløbig lavet produktivitetsmålinger på amtsniveau, men der er lagt op til, at produktivitetsmål med tiden skal offentliggøres på alle niveauer i sundhedsvæsenet. I kølvandet på et så ambitiøst program vil der automatisk følge en diskussion om datakvalitet, metode og generel anvendelighed af produktivitetsanalyser.

Formålet med denne artikel er først og fremmest at skabe baggrund for en diskussion af vigtigheden af at formidle usikkerhed i forbindelse med offentliggørelse af relative produktivitetsindeks. Dette kan f.eks. gøres ved at benytte regressionsanalyser til at estimere konfidensintervaller på produktivitetsindeks for danske sygehuse. Et andet formål er at diskutere, hvorledes man ved forskellige variationer af regressionsmetoder kan arbejde på at reducere usikkerheden i de estimerede indeks.

Produktivitetsanalyser foretages bl.a. med henblik på, at mindre produktive enheder kan lære af de relativt bedre enheder – hvordan produceres mere til samme omkostninger, eller hvordan produceres det samme til lavere omkostninger? En produktivitetsanalyse vil ofte være begrænset til at identificere de bedste enheder uden at sige særlig meget om, hvorfor de er de bedste. For at den læringsproces, der gerne skulle følge af en produktivitetssammenligning, skal være konstruktiv og føre til forbedrede arbejdsprocesser, er det derfor vigtigt, at de analyserede enheder finder produktivitetsanalyserne troværdige og mener, at de tager udgangspunkt i en relevant beskrivelse af de produktionsvilkår, som enhederne står overfor. Når det gælder produktivitetsanalyser inden for sundhedsvæsenet, gives der i den sundhedsøkonomiske litteratur udtryk for stor skepsis over for de ellers ofte avancerede og veludviklede metoder. Denne skepsis bundes i flere faktorer: (i) problemer med at måle produktion i sundhedsvæsenet, Hougaard og Overgaard (2006); Newhouse (1994); Smith og Street (2005) (ii) heterogene output, Newhouse (1994); Olesen og Petersen (1999); Street (2003) (iii) en erkendelse af, at efficienstimerne i høj grad afhænger af metodevalg, Smith og Street (2005); Street (2003); Jacobs (2001). På baggrund af disse problemer synes der at være rimelig konsensus i litteraturen om, at produktivitetsanalyser, i hvert fald inden for sundhedssektoren, ikke kan anvendes til at opstille mål for fordeling af ressourcer mellem sygehuse, Newhouse (1994); Smith og Street (2005).

Dette er selvfølgelig triste præmisser for udarbejdelsen af troværdige analyser, som har til hensigt at indgå som grundlag for egentlige policybeslutninger. Men problemet bliver imidlertid først rigtig kritisk, såfremt man som analytiker undlader at gøre opmærksom på de problemer og den usikkerhed, der er forbundet med produktivitetsmålinger. På trods af, at der både er data- og metodemæssige problemer, er det vigtigt også at holde sig for øje, at produktivitetsanalyser formentlig altid vil blive foretaget –

både hos centrale sundhedsmyndigheder og regionalt hos sundhedsudbydere. Set i det lys og under en forventning om, at de mere avancerede metoder som Data Envelopment Analysis (DEA) og Stochastic Frontier Analysis (SFA) giver mere information end mere simple omkostningsanalyser, har disse metoder stadig en særdeles stor berettigelse.

I Storbritannien har lignende overvejelser fået flere videnskabelige arbejdsgrupper om performancemåling og produktivitsanalyser inden for den offentlige sektor, til at foreslå, at identifikation af usikkerhed, Bird (2005) eller samtidig brug af SFA og DEA til måling af relativ efficiens, Spottiswood (2004) altid bør indgå i en produktivitsanalyse.

Artiklen er struktureret som følger. SFA-metoden beskrives kort i afsnit 1. I afsnit 2 analyseres produktiviteten for danske sygehuse. Resultaterne af analyser baseret på tværsnitsdata og paneldata sammenlignes, og der sammenlignes med resultater fra brøkmetoden. Endelig opsummeres og konkluderes i afsnit 3.

SFA og estimering af konfidensintervaller

En SFA model kan specificeres som en produktionsfunktion eller en omkostningsfunktion. I førstnævnte tilfælde estimeres en produktionsrand, og inefficiens måles her som forskellen mellem den faktiske produktion og produktionsranden – givet input. I sidstnævnte tilfælde estimeres en omkostningsrand, og inefficiens måles som forskellen mellem de faktiske omkostninger og omkostningsranden – givet output. Der er flere faktorer, der afgør, hvilken version man bør vælge. Opstilles en produktionsfunktion, kan man f.eks. kun arbejde med et output, mens man kan have flere i en omkostningsfunktion. Kumbhakar og Lovell (2003) argumenterer for, at der er problemer med definition af produktionsfunktioner, når man analyserer brancher, hvor output ikke kan lagres. I litteraturen er begge tilgange dog anvendt på sundhedssektoren, om end der er en klar tendens til, at omkostningsfunktioner foretrækkes, Jacobs (2001); Dor (1994); Rosko (2001). Vi har i casestudiet besluttet at tage udgangspunkt i beregning af omkostningsfunktioner.

Modsat traditionel regressionsanalyse, hvor man primært er interesseret i de forklarende variable, er man i SFA interesseret i restleddet – det uforklarede. Den grundlæggende egenskab i SFA er, at man deler restleddet i to dele $\varepsilon_i = v_i + u_i$. Den ene del repræsenterer statistisk støj (v_i), og den anden del repræsenterer inefficiens (u_i). Regressionslinien er da en estimation af omkostningsranden, og afstanden mellem denne og inefficiensrestleddet er et estimat for inefficiensen.

Teorien bag SFA og beregning af konfidensintervaller er velbeskrevet se f.eks. Horrace og Schmidt (2000), Battese og Coelli (1992), Schmidt og Sickles (1984) eller Kumbhakar og Lovell (2003) for en gennemgang.

Tabel 1. Deskriptiv statistik.

	Produktions- værdi ¹ <i>y</i>	Tilrettede drifts- omkostninger ² <i>c</i>	Andelen af børn (-18 år)	Andelen af ældre (59 år +)	Andelen af kvinder	Produktions- mix ³ <i>a</i>
	1.000 DKK	1.000 DKK	%	%	%	%
<i>2003</i>						
Gennemsnit	865.358	805.244	0,11	0,46	0,55	7,01
Sd	748.712	703.589	0,08	0,10	0,03	1,59
Min	70.003	74.005	0,00	0,27	0,48	3,56
Max	3.329.913	3.096.199	0,32	0,67	0,62	10,54
<i>2004</i>						
Gennemsnit	926.957	874.332	0,11	0,47	0,54	7,54
Sd	809.078	771.298	0,09	0,11	0,03	1,76
Min	41.922	60.664	0,00	0,28	0,47	3,72
Max	3.606.518	3.261.938	0,34	0,81	0,61	11,76

Noter: (1) Produktionsværdien fremkommer ved at vægte sygehusenes aktivitet (udskrivninger og ambulante besøg) med 2004 DRG takster. (2) De tilrettede driftsomkostninger opgøres som de totale driftsudgifter fratrukket udgifter der ikke bidrager til somatisk patientbehandling, udgifter til laboratorieydelse til praksissektoren, udgifter til internt finansieret forskning og udgifter til medicin på ambulante afdelinger. (3) Indikator udregnet som ambulante besøg divideret med antal udskrivninger.

Casestudie af danske sygehuse

I dette afsnit benyttes SFA metoden til at estimere produktivitetsindeks og konfidensintervaller for danske sygehuse i perioden 2003-2004. Analyser baseret på tværsnits- og paneldata analyseres og sammenlignes. Relative produktivitetsmål, baseret på den brøkmethode som Indenrigs- og Sundhedsministeriet anvender, beregnes og sammenlignes med SFA-resultaterne. Tabel 1 giver et overblik over data. Resultaterne af regressionsanalyserne fremgår af tabel 2.

Datasættet er trukket i Landspatient-registret, og vi har data for 39 hospitaler. SFA benytter restleddet til at estimere inefficiens. Det betyder, at vi er interesserede i at kontrollere for faktorer, der er uden for det enkelte hospitals indflydelse, da disse faktorer ellers ville indgå i estimatet på inefficiens. Da patientsammensætningen kan antages at være eksogen for det enkelte hospital, benyttes en række variable til at korrigere herfor. Den DRG-vægtede¹ produktionsværdi, *y*, er et udtryk for patienternes ressourcemæssige tyngde. Derudover benytter vi patienternes køn og alder til at beskrive patientsammensætningen. Groft sagt har et hospital to behandlings- eller produktionsmuligheder: Stationær og ambulante behandling. Valget mellem disse er til en vis grad eksogent bestemt, og vi kontrollerer for produktionsmix ved at inkludere forholdet mellem de to, *a*.

1. DRG (Diagnose Related Group) vægtene er beregnet af Sundhedsstyrelsen på baggrund af gennemsnitsomkostninger for patienter inddelt i over 500 (DRG) grupper. Vægtene benyttes bl.a. til afregning af sygehusene.

Tabel 2. Regressionsresultater (beta-estimer), SFA.

Model	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Forklarende variabel	2003	2003	2004	2004	FE	RE	RE, TVD ³
Konstant	0,11	-0,57	0,48	-2,2**	–	-0,77	-0,84
$\ln(y)$	0,98**	1,03**	0,95**	1,05**	0,39	1,01**	1,01**
Ældre	–	0,91**	–	2,00**	-0,90	1,45**	1,22**
Kvinder	–	-0,52	–	0,69	-1,54	-0,42	-0,05
Børn	–	0,50	–	1,15**	0,80	1,00*	0,80*
α	–	-0,02	–	-0,01	0,03	-0,01	-0,01
σ_u^2	0,080	0,081	0,14	0,18	–	0,018	0,34
σ_v^2	0,079	0,061	0,11	0,05	–	0,013	0,01
Ramsey RESET ¹	$P = 0,80$	$P = 0,93$	$P = 0,05$	$P = 0,46$	–	–	–
H0: ingen udeladte variable							
Breusch-Pagan ¹	$P = 0,84$	$P = 0,69$	$P = 0,02$	$P = 0,43$	–	–	–
H0: konstant varians							
Hausman ²	–	–	–	–	–	$P = 0,87$	–
H0: RE rigtige Model							
Rho: ² andel af samlede variation som skyldes α_i	–	–	–	–	Rho = 0,97	Rho = 0,53	–
Gennemsnitlig efficiens	0,93	0,92	0,87	0,85	0,44	0,91	2003 = 0,94 2004 = 0,89

Noter: (1) Test er beregnet på baggrund af almindelig OLS model. (2) Beregnet på baggrund af traditionel RE og FE paneldataregression. ** $p < 0,01$. * $p < 0,05$. (3) Time Varying Decay (TVD) modellen tillader at efficiensestimater varierer over tid.

Tabel 2 viser resultaterne af SFA modellerne.

Resultaterne af syv forskellige modeller er vist. Model (1) og (3) er SFA-estimationer på tværsnitsdata for henholdsvis 2003 og 2004 med produktionsværdi som eneste forklarende variabel. For 2004 må hypotesen om, at der ikke er udeladte forklarende variable forkastes ($p = 0,05$ for Ramsey RESET test), og i model (2) og (4) inkluderes derfor variable for patientsammensætningen (ældre, kvinder, børn) og for produktionsmixet (ambulante besøg/antal udskrivninger). Herefter kan hypotesen om ingen

udeladte variable ikke forkastes ($p = 0,46$). Parameterestimatet for andelen af ældre er positivt og signifikant i samtlige modeller undtagen FE-modellen – omkostningerne stiger altså signifikant jo flere ældre patienter et sygehus har. Andelen af børn har samme effekt og er signifikant for 2004 og for RE-modellerne. Resultatet kan være et udtryk for, at socioøkonomiske variable kan beskrive noget af omkostningsvariationen mellem sygehuse.

Af tabellen fremgår det også, at den gennemsnitlige efficiens falder over tid. Dette resultat fremgår både af de to tværsnitsanalyser og af RE-modellen med tilladt variation i inefficiensmålet over tid (model (7)).

Vi har estimeret både FE- og RE-modellerne og har på baggrund heraf estimeret Hausman-testet for systematisk variation i det sygehusspecifikke restled. Med en p -værdi på 0,87 kan vi ikke forkaste hypotesen om fravær af systematisk variation, og RE modellen må derfor antages at være den bedste model. Dette kan være en af forklaringerne på, at efficiensestimaterne baseret på FE modellen bliver ekstremt lave (gennemsnitlig efficiens på 0,44). Derudover viser paneldatanalyserne – Rho-estimatet – at variation for de enkelte sygehuse over tid er yderst begrænset. Dette skyldes, at vi kun har data for to år. For FE modellen kan hele 97% af variationen i data henføres til variation mellem hospitaler. Dette betyder at vi i FE har et problem med såkaldt *attenuation bias* – dvs at betaestimer såvel som efficiensestimater vil gå mod nul, McKinnish (2006). Som konsekvens heraf samt med baggrund i resultatet af Hausman-testet kan vi altså konkludere, at FE modellen ikke er anvendelig på det analyserede datasæt.

Vi har også estimeret et efficiensindeks baseret på den brøkmetode, som Indenrigs- og Sundhedsministeriet anvender. Brøkmetoden er baseret på et indeks defineret som forholdet mellem forventede omkostninger (DRG værdisat aktivitet) og faktiske omkostninger (tilrettede driftsomkostninger). Indekset benyttes til at lave relative efficiensmål ved at sætte det i forhold til gennemsnittet for samtlige sygehuse. Brøken kan formelt udtrykkes som

$$Eff_brøk_i = \frac{\frac{y_i}{c_i}}{\frac{\sum_i y_i}{\sum_i c_i}}$$

Hvor y_i og c_i er henholdsvis værdiprodukt og driftsomkostninger for sygehus i . Sammenhængen mellem efficiensindeksene fra de forskellige modeller fremgår af korrelationsmatricen i tabel 3.

Tabel 3. Korrelation mellem de forskellige efficiens estimater.

	p3	p4	eff_3	eff_3a	eff_4	eff_4a	eff_T_3	eff_T_4	eff_re	eff_rea
p3	1,00									
p4	0,73	1,00								
eff_3	0,89	0,55	1,00							
eff_3a	0,85	0,48	0,94	1,00						
eff_4	0,59	0,90	0,50	0,43	1,00					
eff_4a	0,47	0,74	0,40	0,47	0,78	1,00				
eff_T_3	0,79	0,93	0,73	0,65	0,94	0,72	1,00			
eff_T_4	0,80	0,93	0,73	0,65	0,94	0,73	0,99	1,00		
eff_re	-0,10	-0,12	-0,03	-0,04	0,08	0,01	-0,01	-0,08	1,00	
eff_rea	0,05	0,04	-0,05	-0,04	-0,01	-0,22	0,02	0,02	0,01	1,00

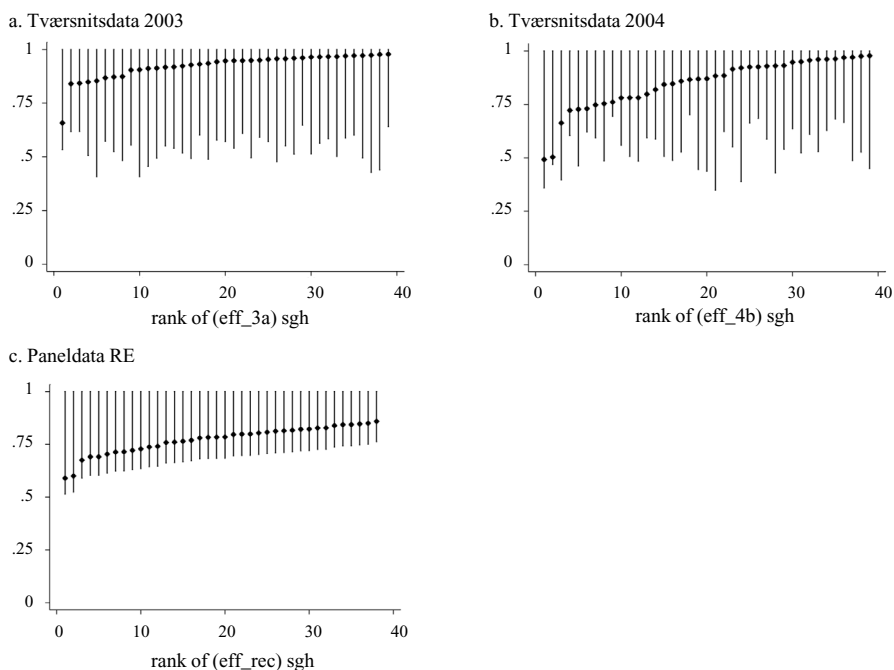
I tabel 3 refererer p3 og p4 til brøkmotoden baseret på data fra henholdsvis år 2003 og år 2004, eff_3 og eff_4 er SFA efficiensindeks, eff_re er efficiensindeks for RE-modellen, eff_T_3 og eff_T_4 er efficiensindeks fra model (7), »a« refererer til den fulde model med alle forklarende variable. Det ses, at der er en forholdsvis lav grad af korrelation mellem de forskellige modelspecifikationer og år. At korrelationen mellem de forskellige år er lav skyldes, at produktiviteten ændrer sig over tid. I figur 1 er efficiensindeksene for tværnsnitsdata- og RE modellen illustreret med tilhørende konfidensintervaller.

Af figur 1 ses, at konfidensintervallerne er meget brede og overlappende. Dette resultat er i overensstemmelse med, hvad der tidligere er fundet i litteraturen (Street, 2003).

En vigtig observation er, at intervallerne indsnævres ved brug af paneldata (jf. figur 2.b). Dette er forventet, da vi med paneldata får flere observationer og dermed lavere standardafvigelser. Fra korrelationsmatricen ovenfor fremgik det, at korrelationen mellem RE-modellen og tværnsnitsmodellerne var meget lav, hvilket gør spørgsmålet om, hvilken af de to tilgange (tværnsnit vs RE), der giver de mest troværdige efficiens-estimer, relevant. Med data for kun to år og med beskeden variation i data for sygehusene over tid er RE-estimatoren ikke så anvendelig, og indsnævringen af konfidensintervallerne skyldes i høj grad, at vi benytter en metode, der forudsætter variation over både individer og tid på et datasæt, der stort set kun varierer mellem individer.

Diskussion

I den sundhedsøkonomiske litteratur er der en generel skepsis over for anvendeligheden af produktivitsanalyser. Dette skyldes både metode- og datamæssige problemer samt helt specifikke problemer med at måle output i sundhedssektoren. Der findes metoder, hvorpå denne usikkerhed kan kvantificeres f.eks. i form af konfidensintervaller eller metodemæssig følsomhedsanalyse, og der syntes at være et behov for at



Figur 1. Estimeret efficiens og 95% Konfidensintervaller.

udarbejde procedurer for, hvordan denne usikkerhed kan formidles til beslutningstagerne. Casestudiet i denne artikel har vist, at estimation af produktivitet i hospitalssektoren kan være behæftet med betydelig usikkerhed. Anvendelse af paneldata viste, at vi som forventet kan indsnævre intervallerne betydeligt. Dette resultat skal dog tages med forbehold og kan ikke umiddelbart benyttes som en indikation af, at efficiensindeks baseret på paneldata er mindre usikre end efficiensindeks baseret på tværsnitsmodeller. For at paneldatametoderne skal kunne reducere usikkerheden i estimerne kræves det, at vi har data, der varierer både over tid og over sygehuse. Én mulighed kunne være at øge tidsdimensionen i paneldatasættet – altså benytte data fra flere år. I dette tilfælde er det dog vigtigt at lempe antagelsen om tidsinvariant inefficiens og i stedet arbejde med TVD-modellen. Hvis det giver datamæssig mening, kunne man f.eks. også forsøge at benytte data på kvartalsbasis, således at man f.eks. har observationer for otte kvartaler pr. sygehus i stedet for to år. Sundhedsstyrelsen har allerede arbejdet med ideen om at estimere produktivitet på kvartals- og månedsdata.

En anden mulighed kunne være at arbejde med hierarkiske modeller, hvor paneldatametoden bibeholdes, men hvor tidsdimensionen erstattes af en cluster dimension. I stedet for at observere sygehus i t gange kunne man analysere j afdelinger på sygehus i – eller j sygehuse i amt/region i – eller j patienter på sygehus eller afdeling i . Hermed ville man udnytte fordelene ved gentagne observationer.

Et generelt problem med den regressionsbaserede metode er, at den er afhængig af antallet af observationer. Dette betyder, at det i praksis ikke er muligt at benytte den, hvis antallet af beslutningsenheder (amter, sygehuse eller afdelinger) er lille.

Det er efter vores overbevisning nødvendigt at forholde sig til det faktum, at produktivitetsanalyser er behæftet med en vis datamæssig og metodemæssig usikkerhed. Denne usikkerhed bør formidles videre til beslutningstagerne. Dette er gængs praksis inden for f.eks., cost effectiveness-analyser, hvor analyser som hovedregler følger guidelines f.eks. fra institutioner som det britiske National Institute for Health and Clinical Excellence (NICE). I disse guidelines har præsentation af usikkerhed en stor rolle. Usikkerhed defineres både som følsomhedsanalyse på parameterantagelserne, men også en vurdering af modelusikkerhed.

Litteratur

- Amtsrådsforeningen, H:S, Finansministeriet, Sundhedsstyrelsen & Indenrigs- og Sundhedsministeriet. 2005. *Løbende offentliggørelse af produktivitet i sygehussektoren – første delrapport*.
- Battese G., Coelli T. J. 1992. Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Applications to Paddy Farmers in India. *Journal of Productivity Analysis* 3, 153-69.
- Bird, S. 2005. Performance indicators – good bad and ugly. *Journal of the Royal Statistical Society* 168, 1-28.
- Dor, A. 1994. Non-minimum cost functions and the stochastic frontier: on applications to health care providers. *Journal of Health Economics* 13, 329-34.
- Horrace, W., Schmidt, P. 2000. Multiple Comparisons with the best – economic applications. *Journal of applied econometrics* 15, 1-26.
- Hougaard J. L., Overgaard, C. 2006. A note on health care productivity with uncertain data. *Health Care Management Science* 9, 93-100.
- Indenrigs- og Sundhedsministeriet. 2005. *Produktivitet på sundhedsområdet – åbenhed og fokus*. Indenrigs- og Sundhedsministeriet.
- Jacobs, R. 2001. Alternative methods to examine hospital efficiency: data envelopment analysis and stochastic frontier analysis. *Health Care Management Science* 4, 103-15.
- Kumbhakar, S. C., Lovell, C. A. 2003. *Stochastic Frontier Analysis*. The Press Syndicate of the University of Cambridge.
- Linna, M., Hakkinen, U. 1998. A comparative application of econometric frontier and DEA methods for assessing cost efficiency of Finnish hospitals. *Dev. Health Econ. Public Policy* 6, 169-87.
- McKinnish, T .G. 2006. Panel data models and transitory fluctuations in the explanatory variable. Fremkommer i *Advances in Econometrics*.
- Newhouse, J. P. 1994. Frontier estimation: how useful a tool for health economics? *Journal of Health Economics* 13, 317-22.
- Olesen, O. B., Petersen, N. C. 1999. *Måling af sygehusets produktivitet. En anvendelse af DEA-metoden og DRG-systemet*. Jurist- og Økonomforbundets Forlag, København.
- Rosko, M. D. 2001. Cost efficiency of US hospitals: a stochastic frontier approach. *Health Economics* 10, 539-51.
- Schmidt, P., Sickles, R. C. 1984. Production Frontiers and Panel Data. *Journal of Business & Economic Statistics* 2, 367-74.
- Smith P., Street, A. 2005. Measuring the efficiency of public services: the limits of analysis. *Journal of the Royal Statistical Society* 168, 401-17.
- Spottiswood, S. 2004. Public Services Productivity – meeting the challenge. *Public Services Productivity Panel, Her Majesty's Treasury*.
- Street, A. 2003. How much confidence should we place in efficiency estimates? *Health Econ.* 12, 895-907.

En sundhedsøkonomisk analyse af antallet af røntgenundersøgelser af lænderyggen hos 20-49 årige henvist fra primærsektoren

Lars Ehlers

MTV-enheden, Århus Universitetshospital, E-mail: lm.ehlers@mail1.stofanet.dk

Michael Svarer

Institut for Økonomi, Aarhus Universitet, E-mail: msvarer@econ.au.dk

Claus Løvschall

MTV-enheden, Århus Universitetshospital, E-mail: cll@ag.aaa.dk

SUMMARY: In this article we formulate an econometric model to explain the use of X-ray of the lumbar spine in primary care patients aged 20-49 years with low back pain. The model is used as a very simple tool to compare the usage of X-ray in the Danish counties. The benchmark model has the advantage that it takes county specific characteristics into account before comparing the level of X-ray examinations of the lumbar spine in patients with low back pain. The model is subsequently used to make a health economic assessment of the costs associated with unexplained excess usage of X-ray.

1. Indledning

Det er en udbredt opfattelse, at der tages for mange røntgenbilleder af lænderygpatienter henvist fra primærsektoren, Lønnberg (1997), Espeland m.fl. (2003), Kendrick m.fl. (2001), Sundhedsstyrelsen (1999), Hartvigsen (2004). Lænderygbesvær inden for det seneste år rapporteres af 40% af den danske befolkning, og af disse personer søger 37% behandling, Lønnberg (1997). Oftest er rygbesværet benignt og går over af sig selv. For behandleren er den primære diagnostiske udfordring at udskille de ca. 5% af tilfældene, hvor patienten udviser »red flags« (det vil sige ved mistanke om særlig sygdom som infektion, betændelse, knoglebrud eller ondartet sygdom), Jackson m.fl. (2005).

Artiklen er baseret på data indsamlet i forbindelse med et MTV-projekt finansieret af Center for Evaluering og Medicinsk Teknologivurdering (CEMTV), Sundhedsstyrelsen.

Sygdommens karakter gør imidlertid, at der ofte er usikkerhed omkring diagnosen og dermed spillerum for forskellig indstilling blandt behandlere til værdien af røntgenoptagelse, Jackson m.fl. (2005), McGuirk m.fl. (2001), González-Urzelai m.fl. (2003). Retningslinier for røntgenoptagelse er heller ikke fuldt deterministiske, men efterlader rum for individuel vurdering, Dansk Radiologisk Selskab (2002), Sundhedsstyrelsen (1999). Samtidig kan patientens forventninger og krav til røntgenoptagelse være en barriere for at følge kliniske retningslinier og for at mindske forbruget af røntgen i primærsektoren, Espeland m.fl. (2001), Espeland m.fl. (2003).

Der findes ingen registreringer af, hvor mange patienter, som hvert år går til læge eller kiropraktor med ondt i lænderyggen. Der findes heller ingen registreringer af, hvor ofte røntgenundersøgelse er indiceret. Dette betyder, at en sammenligning af røntgenforbruget i de enkelte amter nødvendigvis må foretages indirekte med anvendelse af økonometrisk/statistisk metode.

Det overordnede formål med denne artikel er at formulere en økonometrisk model, der muliggør en systematisk sammenligning (eller benchmarking) af antallet af røntgenundersøgelser af lænderyggen på patienter i alderen 20-49 år per amt. Dette gøres i følgende trin: Indledningsvis foretages en systematisk litteraturgennemgang af sundhedsøkonomiske studier af røntgen af lænderyg. Der udvikles en (fuld) økonometrisk model til forklaring af antallet af røntgenundersøgelser af lænderygspatienter i alderen 20 – 49 år. Variable til forklaring af røntgenforbruget udvælges ud fra litteraturen og i samarbejde med et ekspertpanel bestående af kliniske eksperter. Dernæst udarbejdes en reduceret model til standardisering af røntgenforbruget for objektive behovsfaktorer og kapacitet efter principperne fra teorien om »small area variations« (SAV), Folland og Stano (1989). SAV, der ofte er benyttet til at påvise en uhensigtsmæssig geografisk fordeling af forbruget af sundhedsydelser, benyttes i dette tilfælde til beregning af potentielle besparelser.

Artiklens struktur er som følger. I afsnit 2 gives en kort introduktion til økonomisk teori om overforbrug af sundhedsydelser, herunder SAV. I afsnit 3 redegøres kort for tidligere økonomiske undersøgelser vedrørende forbruget af røntgenundersøgelser. I afsnit 4 beskrives de indsamlede data. Afsnit 5 indeholder en gennemgang af de anvendte metoder. Afsnit 6 indeholder en præsentation af resultaterne, mens afsnit 7 konkluderer analysen.

2. Økonomisk teori om overforbrug af sundhedsydelser

Sundhedsområdet er kendetegnet ved, at særlige karakteristika på både udbuds- og efterspørgselssiden er forbundet med en risiko for inoptimal ressourceudnyttelse. Efterspørgselssiden (patienternes evne til at agere som kritiske forbrugere) er svag i sammenligning med en række andre markeder. Forbrugerne (patienterne) mangler vi-

tal information og forståelse for, hvad de selv er bedst tjent med, og må oftest lade lægen fungere som deres »agent« til varetagelse af deres interesser. Samtidig har forbrugerne ikke et incitament til at holde igen på udgifterne, idet deres »out-of-pocket« betalinger ofte er meget små og ikke giver et reelt billede af de totale samfundsmæssige omkostninger. På udbudssiden er konkurrencemekanismerne, som normalt er med til at sikre en efficient ressourceudnyttelse, mere eller mindre sat ud af kraft. Uigennemsigtheden i markedet, herunder patienternes manglende indsigt og forståelse, kan betyde, at udbydere mangler incitamenter til at evaluere egen praksis og at effektiviteten mellem udbydere kan variere uden at dette er direkte observerbart for patienterne, Folland m.fl. (2001).

Inden for sundhedsøkonomisk teori har betydningen af ufuldstændig information bidraget til forklaringer på in-optimal adfærd og overforbrug af sundhedsydelser, Folland m.fl. (2001). Følgende beskrives kort to alternative teoriretninger.

Den første er den såkaldte »supplier-induced demand (SID)«, hvor det antages, at lægen qua sit informationsfortrin kan påvirke efterspørgslen efter bestemte ydelser, Dranove (1988), Phelps (1985). Overforbruget opstår, fordi patienten er nødt til at stole på lægen, som omvendt har mulighed for at træffe beslutninger i overensstemmelse med egne interesser. Teorien er især blevet anvendt til at forklare en ofte påvist sammenhæng mellem antal udbydere og sundhedsudgifter. Det har imidlertid været vanskeligt at verificere teorien empirisk. Den typiske fremgangsmåde er at anvende en two stage least square estimator. I først trin modelleres antallet af udbydere. I næste trin anvendes et estimat på antallet af udbydere (fra første trin) som forklarende variabel i en forbrugsregression. Problemet har været at finde et godt instrument til at forklare antallet af udbydere, og som ikke samtidig er korreleret med forbrugsmønstret. Selv hvis det er muligt at finde troværdige identificerende variable til første trin konkluderer Folland m.fl. (2001), at selv de bedste empiriske studier af SID viser, at SID-effekten ofte er af begrænset størrelse.

En anden forklaring er teorien om »small area variations« (SAV), Wennberg og Gittelsohn (1973), Folland og Stano (1989). Ifølge denne teori har behandlere i forskellige geografiske områder ofte forskellig overbevisning om nytten af en given indsats (f.eks. iværksættelse af en diagnostisk undersøgelse) – en individuel overbevisning formet af mange faktorer, herunder usikkerhed om diagnose og behandling, behandlerens personlige evner og erfaring, lokal kultur m.v. En sådan forskel i »practice style« antages at føre til forskellige sundhedsudgifter, Wennberg og Gittelsohn (1973), Folland og Stano (1989). I økonometriske analyser vil observerede forskelle i sundhedsudgifter (korrigeret for forskelle i socioøkonomiske forskelle og eventuelt SID) kunne henføres til sådanne forskelle i behandlernes kliniske vurderinger, Folland og Stano (1989), Folland m.fl. (2001). Praksisvariation er derfor ofte den betegnelse, man

giver det ikke-forklarede forbrug, det vil sige den rest, som modellen ikke forklarer ud fra de socioøkonomiske variable og antal udbydere. Dette vil dog altid være en blanding mellem praksisvariation, målefejl og eventuelt andre udeladte variable, og det beregnede overforbrug (efter korrektion for socioøkonomiske forskelle og SID) kan således tolkes som en overgrænse for betydningen af praksisvariation, Folland og Stano (1989), Folland m.fl. (2001).

3. Tidligere økonomiske undersøgelser

Et af de mest veldokumenterede fænomener i sundhedsøkonomien er variationer i sundhedsudgifter mellem geografiske områder inden for de enkelte lande, Folland m.fl. (2001), Alessi (1989). Denne forskel er oftest til stede, selv når der korrigeres for forskelle i alder, køn og andre socioøkonomiske variable, Wennberg m.fl. (2002), Grytten og Sørensen (2003). Økonometriske studier har dokumenteret forskelle i de gennemsnitlige udgifter til praktiserende læger og forskelle i udgifterne til diagnostik. Ingen økonomiske studier har dog specifikt undersøgt forskelle i røntgenoptagelser af lænderyggen på patienter henvist fra primær sektor.

Til gengæld findes der enkelte cost-effectiveness analyser (alle fra England), som stiller spørgsmålstegn ved værdien af røntgenoptagelse af lænderyggen, Liang og Komaroff (1982), Kerry m.fl. (2000), Kendrick m.fl. (2001) ud fra en sundhedsøkonomisk synsvinkel. Alle studier er baserede på data fra kliniske randomiserede kontrollerede undersøgelser af behandlingsforløb med og uden røntgenoptagelse ved praktiserende læger i England, hvor behandlingsforløbene i øvrigt må antages at være sammenlignelige med danske forhold. Liang og Komaroff konkluderer, at risiko og omkostninger ved røntgen ikke berettiger til indførelse af røntgen som generel rutineundersøgelse ved førstegangsbesøg, Liang og Komaroff (1982). Samme konklusion fås af Kerry m.fl. Kendrick m.fl. konkluderer at røntgen som rutineundersøgelse efter 6 uger med smerter heller ikke ser ud til at være omkostningseffektivt. Anvendelse af røntgenundersøgelse medfører ikke forbedret funktionalitet, reducerede smerter eller forbedret overordnet sundhed, og røntgenundersøgelse øger generelt omkostningerne i patientforløbet, Kendrick m.fl. (2001). Ekskluderet i disse undersøgelser er dog patienter, der udviser såkaldte »red flags« det vil sige patienter, hvor der er mistanke om særlige sygdomme som infektion, betændelse, knoglebrud eller ondartet sygdom. De økonomiske studier peger således i retning af, at røntgenundersøgelse af lænderyggen primært bør anvendes ved »red flags«, med mindre den øgede patienttilfredshed vurderes at retfærdiggøre de øgede omkostninger i patientforløbet, Miller m.fl. (2002). Det bemærkes, at der ved denne fremgangsmåde tilsyneladende ikke er en risiko for »underforbrug« af røntgen.

Cost-effectiveness studierne giver samtidig et indblik i alternativomkostningerne ved et mindsket røntgenforbrug. En vurdering af de potentielle besparelser ved et reduceret forbrug af røntgenundersøgelser skal således også tage højde for, om der eventuelt sker ændringer i det efterfølgende patientforløb, såfremt røntgenundersøgelsen fjernes.

Kerry m.fl. sammenligner to alternative patientforløb henholdsvis lænderygpatienter, som henvises til røntgen, og patienter som ikke henvises til røntgen efter første lægekonsultation. Omkostningerne vurderes af Kerry m.fl. til at være 42£ større per patient i gruppen, som modtager røntgen målt over 6 uger, en omkostningsforskel som primært skyldes selve røntgenundersøgelsen. Forskellen i omkostninger er større målt 12 måneder efter randomisering, men ikke længere statistisk signifikant. Patienter, som ikke får røntgen, trækker ifølge Kerry m.fl. ikke signifikant flere eller færre sundhedsressourcer gennem yderligere lægebesøg, andre konsultationer eller medicinforbrug. Der er ikke signifikant forskel grupperne imellem, hvad angår sygefravær, om end stikprøvestørrelsen muligvis har været for lille til at konkludere dette, Kerry m.fl. (2000).

Liang og Komaroff sammenligner lænderygpatienter, som rutinemæssigt henvises til røntgen ved førstegangsbesøg med patienter, som henvises til røntgen efter 8 uger med smerter. Liang og Komaroff beregner omkostningen til at være \$97 større for patienter, som får røntgen. Der gives ikke detaljerede oplysninger om mængder og enhedsomkostninger.

Kendrick m.fl. sammenligner to alternative patientforløb h.h.v. lænderygpatienter, som får røntgen efter 6. uge, og patienter som ikke undersøges med røntgen (eksklusiv patienter, der udviser »red flags«). Omkostningerne vurderes af Kendrick m.fl. til at være £41 større i gennemsnit per patient målt over 9 måneder for patienter henvist til røntgen. Forskellen skyldes primært selve røntgenundersøgelsen. Der er ingen forskel i andre typer af direkte omkostninger eller indirekte omkostninger, herunder sygefravær, Kendrick m.fl. (2001).

4. Data

Som indikator for røntgenforbruget anvendes i det følgende antallet af røntgenundersøgelser af patienter i alderen 20-49 år henvist fra praktiserende læge. Data er opgjort for perioden 1998-2004 gennem kontakt til samtlige offentlige røntgenafdelinger/klinikker. Data er indsamlet for alle amter inklusive Frederiksberg og Københavns kommuner (i enkelte amter findes dog ikke data for alle år).

4.1. Forklarende variable

Nedenfor følger en beskrivelse af de forklarende variable, der bliver anvendt i analysen. Udvælgelsen er foretaget ud fra litteraturen samt i samråd med et ekspertpanel

Tabel 1. Oversigt over data for forklarende variable (alle variable er opgjort på amtsniveau).

Variable	Obs	Gns.	Std.	Min	Max
<i>Sundhed og sygelighed</i>					
Andel som ryger dagligt (*)	78	0,36	0,04	0,29	0,43
Andel med BMI over 30 (*)	78	0,09	0,02	0,05	0,12
Sygedagpenge (indekseret) (**)	78	0,29	0,28	0,14	0,31
Førtidspension (indekseret) (**)	78	0,49	0,12	0,28	0,84
Andel med smerter i ryg og lænd (*)	78	0,25	0,03	0,18	0,32
Andel med dårligt helbred (*)	78	0,03	0,01	0,02	0,06
<i>Omkostninger for patient</i>					
Andel af lægepraksis med patienter længere end 15 km væk (***)	78	0,76	0,08	0,59	0,88
<i>Generelle befolkningskarakteristika</i>					
Andel med manuelt arbejde (**)	78	0,48	0,18	0,00	0,79
Andel over 35 år (**)	78	0,53	0,06	0,35	0,64
Andel kvinder (**)	78	0,49	0,01	0,48	0,50
Arbejdsløshed (**)	78	0,06	0,02	0,03	0,13
Andel med høj uddannelse (**)	78	0,17	0,04	0,11	0,30
Andel med høj indkomst (**)	78	0,19	0,02	0,14	0,25
<i>Offentlig regulering</i>					
Tæthed, røntgenafdelinger stk. per 1000 indb. (***)	78	0,04	0,01	0,01	0,07
Tæthed, praktiserende læger stk. per 1000 indb. (***)	78	1,59	0,18	1,16	2,19
Privat hospital (ja/nej) (***)	78	0,20	0,40	0,00	1,00
Ingen amtslige retningslinier (****)	78	0,77	0,42	0,00	1,00
Amtslige retningslinier (ingen tidsangivelse) (****)	78	0,06	0,23	0,00	1,00
Amtslige retningslinier (røntgen efter 4. uge) (****)	78	0,13	0,34	0,00	1,00
Amtslige retningslinier (røntgen efter 6. uge) (****)	78	0,06	0,23	0,00	1,00
<i>Karakteristika ved læge og kiropraktor</i>					
Alder (****)	78	52,87	0,89	51,70	54,70
Andel kvinder (****)	78	0,30	0,06	0,22	0,40
Andel i solopraksis (****)	78	0,58	0,10	0,35	0,83
Antal konsultationer per læge per år (****)	78	8.760	425	7.751	9.447
<i>Forklarede variabel</i>					
<i>Røntgenforbrug per 1000 indbyggere</i>					
(henvist fra praktiserende læge) ¹	78	11,18	3,01	4,60	17,96
Røntgenforbrug pr. 1000 indbyggere (henvist fra praktiserende læge eller ambulatorium) ²	58	13,62	3,42	6,09	18,98

Datakilde: (*) = SUSY 2000 undersøgelsen, (**) = Danmarks Statistikbank, (***) Amtsrådsforeningen, (****) = Øvrige.

Noter: (1) Antal observationer vedrører for amterne Nordjylland, Sønderjylland, Frederiksborg, København samt Storstrøm perioden 1998-2004, for Ringkøbing perioden 1999-2004, for Ribe og Kbh./Fred. perioden 2000-2004, for Århus, Vejle og Bornholm perioden 2001-2004, for Roskilde og Viborg perioden 2002-2004 samt for Vestsjælland perioden 2003-2004. (2) Antal observationer vedrører sammen periode som angivet i ovenstående note (**), dog findes ikke data for følgende amter: Viborg, Vejle, Roskilde, Fyn, Kbh.Fred.

blandt andet bestående af en praktiserende læge samt en radiolog. I samarbejde med ekspertpanelet er variablene inddelt i 5 hovedgrupper. Beskrivende statistik for stikprøven kan ses i tabel 1.

4.1.1. Sundhed og sygelighed

Da der ikke findes opgørelser af, hvor mange personer der går til egen læge på grund af problemer med lænderyggen eller hvor mange af disse patienter, som udviser »red flag« (det vil sige, hvor røntgenundersøgelse altid er indikeret), anvendes i stedet for oplysninger om befolkningens mere generelle sundhedstilstand og sygelighed. Som forklarende variable er der for hvert amt valgt: andel af rygere, andel med BMI over 30, udbetalt førtidspension (pristalsreguleret) per 1000 indbyggere, sygedagpenge (pristalsreguleret) per 1000 indbyggere samt andel som rapporterer om smerter i ryg eller lænd inden for seneste 14 dage eller om dårligt helbred. Disse variable anses normalt for at være risikofaktorer for ondt i ryggen, Sundhedsstyrelsen (1999).

4.1.2. Omkostninger for patienten

Der er ikke direkte omkostninger forbundet med røntgenundersøgelser. Vi anvender derfor alene transportudgifter (målt ved andel af læger med patienter der bor længere end 15 km væk) som mål for de indirekte omkostninger ved at søge behandling. (Tætheden af læger målt som antal læger per 1000 indbyggere jf. nedenfor kan dog også siges at indeholde et element heraf).

4.1.3. Generelle befolkningskarakteristika

En lang række sundhedsøkonomiske undersøgelser har vist, at patienternes efterspørgsel efter sundhedsydelser samvarierer med en række generelle befolkningskarakteristika såsom uddannelsesniveau, indkomst, alder og køn, Folland m.fl. (2001). Disse forhold kan eventuelt afspejle patientens erfaring og informationsniveau og tænkes at have en betydning for patientens forventning om nytte ved at gå til læge eller kiropraktor og/eller nytten af en røntgenundersøgelse og inddrages derfor i den efterfølgende analyse.

4.1.4. Offentlig regulering

Da forskellige amtslige styringstiltag også må antages at have betydning for antallet af røntgenundersøgelser af lænderyggen på 20-49 årige inkluderes variable for, hvorvidt der er amtslige retningslinier for henvisning til røntgen eller ej og i givet fald, om røntgenundersøgelse anbefales som mulighed efter 4 eller 6 uger.

I relation til teorien om supplier-induced demand (SID) inkluderer vi også antallet af røntgenafdelinger og antallet af læger som forklarende variable.

4.1.5. Karakteristika ved læger

Endelig kan antallet af røntgenundersøgelser tænkes at variere med karakteristika ved lægerne. Ud over lægens alder og køn inkluderes også variable for solo- eller delepraksis og antal konsultationer per læge (som mål for aktivitetsniveau).

5. Metode

5.1. Model til forklaring af røntgenforbruget (fuld model)

Til forklaring af antal røntgenundersøgelser af patienter i alderen 20-49 år henvist fra praktiserende læge ønskes en model, som kan forklare røntgenforbruget som en samlet funktion af de forklarende variable:

$$\text{Antal røntgenundersøgelser per 1000 indbyggere} = f(\text{sundhed og sygelighed, omkostninger for patienten, generelle befolkningskarakteristika, offentlige regulering, karakteristika ved læger}) \quad (1)$$

Eftersom røntgenforbruget antager positive heltalsværdier overvejede vi at formulere en count data model, hvor den forklarede variabel er antallet af røntgenundersøgelser pr. amt. Som følge af de relativt store forskelle i befolkningsstørrelserne på tværs af amterne lykkedes det ikke på tilfredsstillende vis at formulere en model, der gav et reelt billede af, hvad der forklarer røntgenforbruget. Resultaterne fra denne indledende øvelse viste i for høj grad, at de folkerige amters karakteristika dominerede modellen. Vi har derfor valgt at anvende forbruget pr. 1000 indbygger og anvender i det følgende en lineær regressionsmodel.

I bestræbelserne på at formulere en statistisk model, der bedst muligt illustrerer sammenhængen mellem røntgenforbrug og de faktorer, der kan tænkes at påvirke dette, vil det selvfølgelig være ønskværdigt at inkludere så mange forklaringsfaktorer som muligt. Som følge af det relativt begrænsede datamateriale (se tabel 1) er det dog ikke muligt at estimere parametre til samtlige forklarende variable. Vi har derfor valgt at formulere en model, der bedst muligt giver et billede af hvilke faktorer, der har betydning for røntgenforbruget. Denne model benævnes i det følgende »den fulde model« og præsenteres i tabel 2.

Ved udvælgelsen af variable er det forsøgt at anvende en »general to simple« strategi, hvilket dog besværliggøres af det begrænsede antal observationer. Desuden er der lagt vægt på mulighederne for at inkludere forklarende variable fra alle de 5 hovedgrupper i den fulde model.

Vi har også forsøgt at udnytte tidsdimensionen i datasættet til at rense modellen for tidskonstante variationer over amterne. Vi har blandt andet overvejet om vi kunne udnytte paneldatastrukturen af datasættet til at bestemme det uforklarede forbrug som

estimerede random eller fixed effects. Som følge af det begrænsede datagrundlag og det faktum, at flere af de forklarende variable ikke varierer over tid var det ikke en succesfuld øvelse. De følgende resultater er derfor baseret på den lineære regressionsmodel, hvor vi betragter hver observation som uafhængig.

5.2. Model til benchmarking (reduceret model)

Derudover ønsker vi også at benytte den statistiske analyse til at bestemme et forventet røntgenforbrug i amterne, når der tages højde for amternes karakteristika. Afvigelsen mellem det faktiske forbrug og det forventede forbrug vil blive fortolket som et uforklaret overforbrug, der blandt andet skyldes forskellig praksis i amterne. For ikke at lade praksisvariation indvirke på udregningen af det forventede forbrug præsenteres også en »reduceret« model, hvor vi udelader variable, der angiver forskellig praksis i amterne. Amtslige retningslinier for røntgenundersøgelser indgår for eksempel ikke i denne model.

Den reducerede model, som præsenteres i tabel 3, svarer til Folland og Stanos model til identifikation af praksisvariation jf. afsnit 2, Folland og Stano (1989).

5.3. Benchmarking

Til en systematisk sammenligning (eller benchmarking) af røntgenforbruget i de enkelte amter anvendes den reducerede model, hvor der korrigeres for forskel i objektive behovsfaktorer og forskel i antal røntgenafdelinger/klinikker. Denne model bruges til at estimere, hvor stort forbruget i de enkelte amter ville være, såfremt der var tale om det samme patientgrundlag og samme tæthed af røntgenafdelinger/klinikker i hvert amt.

Der foretages en beregning for hvert amt af forskellen mellem det faktiske forbrug og det prædikterede forbrug jf. den reducerede model. De enkelte amter rangordnes alt efter, »hvor godt de klarer sig«, det vil sige om der er et »overforbrug« eller et »underforbrug« i forhold til, hvad forbruget ville være jf. den reducerede model. Sammenligning af amternes røntgenforbrug og rangorden i henhold til beregnet »overforbrug/underforbrug« fremgår af tabel 4.

5.4. Værdisættelse af røntgenundersøgelse

Herhjemme udgør den ambulante DAGS-takst³ for 2005 for en almindelig røntgenundersøgelse 722 kr. Dette dækker i princippet de totale sygehusudgifter ved røntgenoptagelse inklusive faste omkostninger til overhead og husleje m.v.

3. DAGS-takst (Dansk Ambulant Grupperingssystem) er en takst, som anvendes ved betaling for ambulant sygehusbehandling, ligesom DRG-takster (Diagnose Relaterede Grupper) anvendes ved afregning af somatiske patienter på basisniveau (se eks. http://www.sst.dk/Planlaegning_og_behandling/DRG.aspx). En DAGS-takst er beregnet som de gennemsnitlige, totale omkostninger for en ydelse i den pågældende DAGS-gruppe.

Tabel 2. Model til forklaring af antal røntgenundersøgelser per 1000 indbyggere i alderen 20-49 år henvist fra praktiserende læge (fuld model).

Røntgenforbrug	Koefficient	Std.afv.	<i>t</i>	<i>P</i> > <i>t</i>	95% Konfidensinterval	
Andel med BMI over 30	79,46	9,12	8,71	0,000	61,26	97,65
Andel med manuelt arbejde	3,89	0,83	4,7	0,000	2,24	5,39
Tæthed, røntgenafdelinger	39,12	12,31	3,18	0,002	14,58	63,67
Privathospital (ja/nej)	-1,80	0,39	-4,60	0,000	-2,58	-1,02
Amtslige retningslinier (røntgen efter 6. uge)	-1,29	0,51	-2,54	0,013	-2,30	-0,28
Alder (læger)	1,52	0,14	10,77	0,000	1,24	1,80
Konstant	-79,30	7,58	-10,46	0,000	-94,42	-64,19

Antal observationer = 78 $R^2 = 0,87$ Adjusted $R^2 = 0,86$

Ved opgørelse af potentielle besparelser (se nedenfor) er DAGS-taksten anvendt som estimat for de økonomiske konsekvenser ved ændret forbrug af røntgen. Dette er i overensstemmelse med de eksisterende sundhedsøkonomiske erfaringer på området jf. afsnit 3, at en undladelse af røntgenundersøgelse generelt ikke trækker andre omkostninger i patientforløbet, Kerry m.fl. (2000), Kendrick m.fl. (2001).

5.5. Opgørelse af potentielle besparelser

Ifølge SAV teorien skyldes praksisvariation mange faktorer, herunder behandlernes forskellige evner, erfaringer og information, forskellig lokal kultur m.v., Wennberg and Gittelsohn (1973), Wennberg m.fl. (2002), Folland og Stano (1989). Den økonomiske beregning af praksisvariationen i røntgenforbruget kan derfor også anvendes til at beregne potentielle besparelser under antagelse af, at et faktisk forbrug over det standardiserede forbrug kan betegnes som et uhensigtsmæssig overforbrug. Dette svarer i Folland og Stanos terminologi til, at praksisvariationen udjævnes i de amter, hvor der er tale om et »overforbrug«. Amter med »underforbrug« antages (forsigtigt) at være uforandret. De således beregnede »potentielle besparelser« fremgår af tabel 5.

5.6. Følsomhedsanalyse

En følsomhedsanalyse er en måde til at vurdere i hvilken udstrækning beregninger og anbefalinger er påvirket af usikkerhed, Drummond m.fl. (1997). I dette studium foretages følsomhedsanalyse i form af one-way analyser. Til følsomhedsanalyse af meromkostningerne per patientforløb anvendes DAGS-taksten +/- 50%. Til følsomhedsanalyse af antagelserne om overforbrug af røntgenundersøgelser anvendes prædiktionsintervallerne fra modellen.

6. Resultater

Resultaterne for den fulde model er præsenteret i tabel 2.

Tabel 3. Model til benchmarking af antal røntgenundersøgelser per 1000 indbyggere i alderen 20-49 år henvist fra praktiserende læge (reduceret model).

Røntgenforbrug	Koefficient	Std.afv.	<i>t</i>	<i>P> t </i>	95% Konfidensinterval	
Andel med BMI over 30	79,46	9,12	8,71	0,000	61,26	97,65
Andel med BMI over 30	75,65	15,93	4,75	0,000	43,90	107,39
Andel med manuelt arbejde	3,76	1,44	2,61	0,011	0,89	6,62
Tæthed, røntgenafdelinger	41,41	21,40	1,94	0,057	-1,23	84,06
Privathospital (ja/nej)	-2,24	0,68	-3,28	0,002	-3,59	-0,88
Konstant	1,60	1,20	1,34	0,185	-0,79	3,99
Antal observationer = 78		$R^2 = 0,60$	Adjusted $R^2 = 0,57$			

Det fremgår af tabel 2, at røntgenforbruget er højere i amter, hvor sundhedstilstanden er dårligere, og hvor forekomsten af erhverv kendetegnet ved manuelle jobfunktioner er større. Endvidere er røntgenforbruget højere i amter med flere røntgenafdelinger, hvilket giver støtte til SID teorien uden dog på nogen måde at være en bekræftelse af denne teoriretning. Amter med retningslinier, der anbefaler at vente med røntgenundersøgelser til efter 6 uger efter første lægebesøg oplever et signifikant lavere forbrug end amter, der ikke har tilsvarende retningslinier. Endvidere har amter med privathospitaler et lavere forbrug, hvilket måske kan tolkes i retning af patientsubstitution. Endelig viser modellen, at ældre læger i gennemsnit henviser til røntgenundersøgelse oftere. Fortolkningen heraf er mindre entydig, men kan muligvis udlægges som et udtryk for forskellig »practice style« mellem »ældre« og »yngre« læger.

Med udgangspunkt i de inkluderede variable er modellen i stand til at forklare 87% af variationen i røntgenforbruget. Sammenholdt med at de skitserede effekter i høj grad går i den forventede retning, tyder det på, at modellen på rimelig tilfredsstillende vis kan benyttes til at forklare røntgenforbruget. Det giver derfor mening at benytte modellen til at foretage en systematisk sammenligning af røntgenforbruget på tværs af amter. For ikke at basere modellens prædiktioner på praksisvariation anvendes en model uden variablene amtslige retningslinier og lægealder. Resultaterne fra denne model kan ses i tabel 3.

De kvalitative resultater er uændret i forhold til den fulde model, men modellens forklaringssevne er reduceret som følge af udeladelsen af praksisvariablene.

6.1. Benchmarking

I tabel 4 præsenteres en sammenligning af amternes røntgenforbrug baseret på dels det faktiske forbrug og på de to modellers prædiktioner.

Kolonnen »benchmarking« i tabel 4 angiver resultatet fra den reducerede model, det vil sige hvordan forbruget ville se ud, såfremt der korrigeres for forskelle i socioøkon-

Tabel 4. Sammenligning (benchmarking) af antal røntgenundersøgelser per 1000 indbyggere per amt i alderen 20-49 år henvist fra praktiserende læge.

Amt	A. Faktisk forbrug (stk./1000 indb.)	B. Modelberegnet forbrug (fuld model) (stk./1000 indb.)	C. Benchmarking (reduceret model) (stk./1000 indb.)	Over-/underforbrug (C-A) (stk./1000 indb.)	95% Prædiktionsinterval på over-/underforbrug (stk./1000 indb.)		Rangordning	Rangordning (faktisk forbrug)
Århus	7,36	8,18	10,22	-2,86	-4,54	-1,18	1	2
Bornholm	11,43	12,23	13,95	-2,52	-4,27	-0,77	2	6
Fyn	8,71	8,94	10,71	-2,00	-3,77	-0,23	3	4
Frederiksborg	6,47	6,37	8,08	-1,61	-3,07	-0,15	4	1
Ringkøbing	11,83	12,28	13,08	-1,25	-2,40	-1,10	5	8
Vejle	11,67	10,85	12,13	-0,46	-1,38	0,46	6	7
Sønderjylland	13,12	13,64	13,33	-0,22	-1,11	0,67	7	11
Roskilde	12,52	11,80	12,49	0,03	-2,23	2,29	8	10
Nordjylland	13,43	13,61	12,60	0,83	0,04	1,62	9	12
Kbh/Fred	8,93	8,90	7,95	0,98	-0,68	2,64	10	5
København	8,23	8,60	6,86	1,37	-0,19	2,93	11	3
Viborg	15,76	14,51	14,36	1,40	0,35	2,45	12	15
Ribe	13,46	13,55	11,91	1,55	0,37	2,73	13	13
Vestsjælland	11,98	9,95	9,85	2,13	0,81	3,45	14	9
Storstrøm	15,51	15,35	12,67	2,84	1,56	4,12	15	14

miske variable samt antal røntgenafdelinger i hvert amt. Tallene i kolonnen »over-/underforbrug« er beregnet i forhold hertil (positive tal i kolonnen over-/underforbrug angiver et beregnet overforbrug).

Ved benchmarking mellem amterne når vi frem til, at der er tale om betydelige forskelle i antal røntgenundersøgelser per 1000 patienter i alderen 20-49 år henvist fra praktiserende læge, selv når der korrigeres for forskelle i socioøkonomiske forhold og antal røntgenafdelinger/klinikker i de enkelte amter. I tabel 4 er amterne rangordnede efter størrelsen af forbruget korrigeret for disse forskelle. Amtet med laveste forbrug per 1000 indbyggere i alderen 20-49 år (Århus) står øverst og amtet med det højeste forbrug (Storstrøm) står nederst. Dette er sammenlignet med rangordningen af amterne efter faktisk forbrug, det vil sige hvor der ikke er korrigeret for forskelle i socioøkonomiske variable og antal røntgenafdelinger/klinikker.

Det ses af tabel 4, at der er et uforklaret overforbrug i 8 amter. En mulig forklaring på forskellene i over- og underforbrug kunne være forskelle i »practice style« jf. teorien om »small area variation« (SAV). Det ses af prædiktionsintervallerne, at overforbruget dog kun er statistisk signifikant i 4 af de 8 amter.

Tabel 5. Opgørelse omkostninger til røntgenundersøgelse af lænderyg hos 20-49 årige samt estimat af potentielt overforbrug.

	Omkostninger (kr. per år)	Potentielt overforbrug (kr. per år)	Følsomhedsanalyse: omkostninger +/- 50% (kr. per år)		Følsomhedsanalyse: 95% prædiktionsinterval (kr. per år)	
Røntgenforbrug ved praktiserende læger i alt	17.065.192	1.173.336	586.668	1.760.004	232.293	2.556.055

6.2. Potentielle besparelser

Beregningen af de potentielle besparelser fremgår af tabel 5. Det ses, at de totale omkostninger til røntgenundersøgelse af lænderyggen hos 20-49 årige udgør ca. 27 mio. kr. per år. Det ses endvidere, at besparelspotentialet er estimeret til ca. 1,6 mio. kr. (95% prædiktionsinterval 0,3 – 4 mio. kr.).

7. Konklusion

Erfaringerne fra de udenlandske cost-effectiveness analyser er, at de samfundsøkonomiske omkostninger til lænderygpatienter generelt er lavere i forløb uden anvendelse af røntgenoptagelse end patientforløb inklusive røntgen. Den primære forskel kan henføres til selve røntgenundersøgelsen. Konklusionen i studierne er, at røntgen som rutineundersøgelse ved førstegangsbesøg efter 6 uger med smerter ikke ser ud til at være omkostningseffektivt.

Der er foretaget en systematisk sammenligning (eller benchmarking) mellem antal røntgenundersøgelser af lænderyggen hos 20-49 årige i de enkelte amter inklusive Frederiksberg og Københavns kommuner ved hjælp af økonometrisk metode. Endvidere er der lavet et estimat af, hvor meget røntgenforbruget ville kunne reduceres gennem standardisering.

En oplagt fordel ved den valgte analyseform er, at en sammenligning af forbruget af røntgenundersøgelser på tværs af amter tager højde for observerbare forskelle i de forskellige amters karakteristika. Eksempelvis vil et amt med en høj andel af industri kunne forventes at have en højere forekomst af ryglidelser. Hvis dette faktum ikke inkluderes i en sammenligning af forbruget, vil der ikke kunne tegnes et reelt billede af, om nogle amter har et uforklaret overforbrug af røntgenundersøgelser. Herved bliver udgangspunktet for sammenligning bedre end et simpelt mål for det gennemsnitlige røntgenforbrug per indbygger per år. På grund af det begrænsede datamateriale jf. tabel 1 er der imidlertid kun tale om en grov sammenligning, som ikke tager højde for alle forklarende variable. Det er dog vores overbevisning, at modellens resultater kan anvendes som udgangspunkt for videre kvantitative og kvalitative analyser.

Beregningerne viser, at der er tale om signifikante forskelle i forbruget af røntgen, selv når der korrigeres for forskelle i socioøkonomiske forhold og antal røntgenafdelinger/klinikker i de enkelte amter. Det samlede røntgenforbrug af lænderyggen hos 20-49 årige årligt udgør ca. 17 mio. kr. Et estimat af de potentielle besparelser ved reduktion af praksisvariation er opgjort til ca. 1,2 mio. kr. per år (95% prædiktionsinterval 0,2 – 2,6 mio. kr.).

I relation til den teoretiske model for »small area variation« (SAV) har beregningerne vist, at teorien kan danne udgangspunkt for benchmarking og som metode til at vurdere omkostningerne i sundhedsvæsenet. Et problem i forbindelse med denne type analyse er, at det er yderst vanskeligt at give en vurdering af, endsige skabe konsensus om, hvornår der egentlig er tale om »overforbrug« eller »underforbrug«, såvel ud fra medicinske, som ud fra mere brede sundhedsøkonomiske kriterier.

Man kan argumentere for, at hvis der er tale om systematiske variationer mellem amternes forbrug, når der kontrolleres for forhold såsom generelle befolkningskarakteristika, sundhed og sygelighed, transportomkostninger m.v. (som foretaget i denne analyse), må der enten være tale om et overforbrug i nogle amter eller et underforbrug i andre amter, både fra et medicinsk og et sundhedsøkonomisk perspektiv. Identifikation af praksisvariation kan derfor være relevant på et område som dette, hvor de kliniske retningslinier ikke er fuldt deterministiske, men efterlader spillerum for individuelle holdninger og opfattelser, og hvor praksisvariation per definition vil identificere et potentiale for standardisering. Anvendelsen af denne analyseform til benchmarking kan dog næppe stå alene uden supplerende litteraturanalyse af klinisk og/eller sundhedsøkonomisk evidens på området, så det kan sandsynliggøres, hvorvidt variationer amterne imellem kan skyldes »overforbrug« eller »underforbrug«.

Den statistiske metode giver ikke mulighed for at isolere praksisvariation fra målefejl og andre udeladte variable (og dermed præcist beregne størrelsen af ikke-hensigtsmæssig praksisvariation), Folland og Stano (1989), Folland m.fl. (2001). Blandt andet derfor har vi valgt kun at kronesætte »overforbruget« som potentielle besparelser, hvilket er et forsigtigt estimat for de potentielle besparelser. Det skal derfor understreges, at det, vi i vores beregninger betegner som »overforbrug«, er defineret ud fra sammenligning af amternes faktiske forbrug. Der er en risiko for, at det egentlige overforbrug undervurderes, såfremt der i alle amter er tale om en unødvendig brug af røntgen.

Litteratur

- Alessi, L. D. 1989. The Effect of Institutions on the Choices of Consumers and Providers of Health Care. *Journal of Theoretical Politics* 1989; Vol 1(4):427-58.
- Dansk Radiologisk Selskab. 2002. *Vejledninger vedr. radiologiske procedurer*. 2. udgave 2002.
- Dranove, D. 1988. Demand inducement and

- the physician/patient relationship. *Economic Inquiry* 1988; Vol 26:281-98.
- Drummond, M., B. O'Brian, G. L. Stoddart m.fl. 1997. *Methods for the Economic Evaluation of Health Care Programmes*. Oxford Medical Publications 1997.
- Espeland, A., A. Baerheim. 2003. Factors affecting general practitioners' decisions about plain radiography for back pain: implications for classification of guideline barriers – a qualitative study. *BMC Health Services Research* 2003; Vol 3:1-10.
- Espeland, A., A. Baerheim, G. Albrektsen m.fl. 2001. Patients' views on Importance and Usefulness of Plain Radiography for Low Back Pain. *Spine* Vol 2001; 26:1356-63.
- Folland, S., A. Goodman, M. Stano. 2001. *The Economics of Health Care*. Prentice Hall 2001.
- Folland, S., M. Stano. 1989. Sources of small area variations in the use of medical care. *Journal of Health Economics* 1989; Vol 8:85-107.
- González-Urzelai, V., L. Palicio-Elua, J. López-de-Munain. 2003. Routine primary care management of acute low back pain: adherence to clinical guidelines. *Eur Spine J* 2003; Vol 12:538-94.
- Grytten, J., R. Sørensen. 2003. Practice variation and physician-specific effects. *Journal of Health Economics* 2003; Vol 23: 403-18.
- Hartvigsen, J., L. Sørensen, Graesborg m.fl. 2004. Chiropractic Patients in Denmark: A Short Description of Basic Characteristics. *Journal of Manipulative and Physiological Therapeutics* 2004; Vol 25:162-67.
- Jackson, J. L., R. Browning. 2005. Impact of National Low Back Pain Guidelines on Clinical Practice. *Southern Medical Journal* 2005; Vol 98:139-43.
- Lønnberg, F. 1997. Sundhedsvæsenets håndtering af befolkningens rygbesvær I. Kontaktmønstre og behandlingsrutiner. *Ugeskrift for Læger* 1997.
- Lønnberg F. 1997. Sundhedsvæsenets håndtering af befolkningens rygbesvær II. Behandleres og patienters sygdomsopfattelse. *Ugeskrift for Læger* 1997.
- Kerry, S., S. Hilton, S. Patel m.fl. 2000. Routine referral for radiography of patients presenting with low back pain: is patients' outcome influenced by GPs' referral for plain radiography? *Health Technology Assessment* 2000; 4(20).
- Kendrick, D., K. Fielding og E. Bentley m.fl. 2001. The role of radiography in primary care patients with low back pain of at least 6 weeks duration: a randomised (unblinded) controlled trial. *Health Technology Assessment* 2001; 5(30).
- Liang, M., A. L. Komaroff. 1982. Roentgenograms in Primary Care Patients With Acute Low Back Pain. A Cost-effectiveness Analysis. *Archives of International Medicine* 1982; Vol 142:1108-12.
- McGuirk, B., W. King og J. Govind m.fl. 2001. Safety, Efficacy, and Cost Effectiveness of Evidence-Based Guidelines for the Management of Acute Low Back Pain in Primary Care. *Spine* 2001; Vol 26:2615-22.
- Miller, P., D. Kendrick og E. Bentley m.fl. 2002. Cost-Effectiveness of Lumbar Spine Radiography in Primary Care Patients With Low Back Pain. *Spine* 2002; Vol 27: 2291-97.
- Phelps, C. E. 1995. Welfare Loss from Variations: Further Considerations. *Journal of Health Economics*, 1995; Vol. 14:253-60.
- Sundhedsstyrelsen. 1999. Ondt i ryggen. Center for Evaluering og Medicinsk Teknologivurdering (CEMTV) 1999; 1(1).
- Wennberg, J. E., E. S. Fisher og J. S. Skinner. 2002. Geography And The Debate Over Medicare Reform. *Health Affairs* 2002. Web Exclusive.
- Wennberg, J. E., A. Gittelsohn. 1973. Small Area Variations in Health Care Delivery. *Science* 1973; Vol. 182:1102-08.

Frontier Estimation Methods as Management Tools in Health Care Production: A Case of Staff Utilization in Danish Orthopaedic Surgery Units

Jens Leth Hougaard

Institute of Economics, University of Copenhagen, E-mail: Jens.Leth.Hougaard@econ.ku.dk

Christian Overgaard

Finanstilsynet, E-mail: cho@fmet.dk

SUMMARY: The practical problems related to quantifying the production of health care services and registering quality differences makes the use of frontier estimation methods such as Data Envelopment Analysis (DEA) and Stochastic Frontier Analysis (SFA) somewhat problematic when applied to analysing hospital reimbursement schemes. Consequently, the general attitude among health economists has been sceptical concerning the value of these methods for regulatory purposes. Recent methodological developments, however, have emphasized that the frontier estimation methods are helpful tools for management of the individual production units rather than useful regulatory devices. The present paper tries to review and discuss one such theoretical development called Multi-directional Efficiency Analysis, and the potential usefulness as a management tool is illustrated using a data set of Danish orthopaedic surgery units.

1 Introduction

Despite the huge popularity of well known frontier estimation methods such as Data Envelopment Analysis (DEA) and Stochastic Frontier Analysis (SFA), which assess the relative level of productive efficiency for individual production units, see e.g. Cooper et al. (2004), the general attitude among health economists has remained highly sceptical with regard to the practical use of these methods in a health care context.

The authors wish to thank Mickael Bech and Lars Peter Østerdal for helpful comments and suggestions. The paper was presented at the meeting of »Dansk Forum for Sundhedsøkonomi«, Department of Economics, University of Copenhagen, April 2006 – we also thank participants at this meeting for their comments.

The critical arguments are many, but the major critique seems to relate to the practical use of frontier methods in connection with hospital reimbursement schemes based on the resulting efficiency scores, see e.g. Newhouse (1994) or Folland and Hofler (2001). In fact, there are serious methodological obstacles that may produce imprecise efficiency estimates and this imprecision makes their use for regulatory purposes highly questionable. However, there is no reason to limit the use of frontier estimation models to regulatory purposes alone. Indeed, the potential usefulness of frontier estimation methods lies more in their ability to raise relevant questions concerning managerial issues rather than to produce definite answers in terms of a complete ranking according to efficiency scores. As such these methods are helpful tools for the managers of the individual production units as well as for central planners – also in the health care sector.

Recently, various methodological developments have addressed several of the shortcomings of the original framework and emphasized the role as a management tool rather than regulatory device. In particular, see Olesen and Petersen (2002) and Olesen (2004) for an analysis of the efficiency of Danish hospitals.

In the present paper we will briefly review one such recent methodological development called Multi-directional Efficiency Analysis (MEA) and sketch its potential usefulness by considering the utilization of staff in Danish Orthopaedic Surgery Units. The inspiration for this particular case is found in the MSc-thesis of Signe Hermansen, Hermansen (2004) who also kindly let us use her data set.

2 Frontier estimation methods in a health care context

A decade has passed since the Journal of Health Economics dedicated an issue (Vol. 13, Issue 3) to a discussion of the applicability of frontier estimation models such as Data Envelopment Analysis (DEA) and Stochastic Frontier Analysis (SFA) in relation to the health care sector. The general attitude then was highly sceptical and this still appears to be the case despite several methodological advances.

As mentioned in the Introduction, the major criticism seems to relate to the practical use of frontier models in connection with hospital reimbursement schemes based on efficiency scores. For example Newhouse (1994) argues that the practical problems related to quantifying the production of health care services and registering quality differences seem to preclude any potential use for a regulator: Imagine adding an extra nurse to a given hospital department. This is likely to lower response times to patient calls and, in general, increase time for interacting with patients. But this will probably not be captured by the chosen output proxies as they often concern »end« products and not the »process« as such. Thus adding an extra nurse will only lead to inefficiency according to the frontier models, although one could argue that the quality of service

has increased. Clearly, the extent of this problem with respect to, often highly complex, health care production and the level of imprecision which one should expect on the hospital (or even department) level makes the use of efficiency scores for regulatory purposes highly questionable in a health care context.

2.1 *Decomposing Inefficiency*

The problem is partly caused by the fact that the frontier based efficiency measurement methods aggregate the performance information into a single number, i.e. the efficiency score, and consequently the analyst can not attribute any detected level of inefficiency to particular inputs (e.g. staff groups or types of equipment) or production processes. Hence, the results of the analysis do not indicate possible performance improvement strategies either. Returning to Newhouse's example of adding an extra nurse: If we are able to assess the efficiency of each individual staff type (physicians, nurses, other health care personnel etc.) then even though the activity of the extra nurse does not show up in the registered output of the department, we may, by decomposing the inefficiency, get an indication of quality differences. If, for example, the department in question is efficient with respect to all staff types except nurses, we can check *ex post* whether there are real qualitative differences in nursing between the department and its assigned benchmark unit. Obviously, this would not be possible using the DEA score since the nursing activity is mixed up with the activities of all staff types. Hence, by decomposing, for example, the overall input inefficiency of a given hospital (or hospital department), the resulting input-specific efficiency levels highlight differences in input utilization which may be rooted in quality differences, differences in hospital objectives, organization and management and/or differences in skills and motivation. Further analysis may then help to establish specific explanations.

From a purely methodological perspective there are no reasons to accept the limitations of the (theoretical) aggregation of performance information into a single efficiency score. Indeed, with a suitable theory (or model) for benchmark selection related to individual production plans, differences in input utilization (or output production) may be revealed. This is, to some extent, inherent in a number of non-radial generalizations of the Farrell index (as used in DEA) – for instance the so-called Russell index, see e.g. Färe and Lovell (1978) – and the recent directional distance function approach, see e.g. Färe and Grosskopf (2003). These approaches, however, are not based on a specific model for benchmark selection and the implicit selection that is induced by the solution of the involved mathematical programs is therefore rather *ad hoc* and lacks justification from an economic point of view.

Bogetoft and Hougaard (1999, 2004), Hougaard and Tvede (2002) and Hougaard and Keiding (2004) introduce a specific model for benchmark selection and use an axiomatic approach to characterize various selection functions. The particular selection suggested in Bogetoft and Hougaard (1999, 2004) has further been applied in a series of papers by Asmild et al. (2003), Holvad et al. (2003) and Hougaard et al. (2004) under the name of Multidirectional Efficiency Analysis (MEA), where it proved to be a useful tool to detect differences in resource utilization (with an explicit theoretical foundation).

In short, the idea is to select a benchmark in proportion to the sub vector improvement potential of each input dimension rather than selecting a benchmark in proportion to past performance as in DEA. Once a (feasible) benchmark is located for a given hospital the input specific efficiency scores can be determined relative to this benchmark. In section 3 below we briefly review the relevant mathematical programs of MEA.

2.2 Rationalizing Inefficiency

With its explicit and consistent benchmark selection procedure and the quantification of the decomposed inefficiency levels, MEA can be seen as a link between the efficiency measurement models and the practically oriented benchmarking literature. The general idea in benchmarking is that the production units should use the selected benchmarks as points of reference, in the sense that they should learn and adapt to the superior performance standards of the benchmark, see e.g. Camp (1989). Broadly speaking, the very decomposition of the inefficiency in MEA helps indicate various reasons for the obtained performance pattern relative to the benchmark and consequently helps focus on relevant areas for improvement.

Meanwhile, the identification of benchmarks and the quantification of inefficiency in MEA is based on a particular production model and several unmodelled issues may influence the results obtained. Therefore, it should be carefully checked that the selected benchmark unit is in fact comparable to the unit at hand. By trying to explain the variation in efficiency scores by a series of »external« factors one may get an impression of the influence of differences in unmodelled issues. Again, the very decomposition of the efficiency scores makes the MEA results more suited for second stage analysis than the (aggregate) DEA scores. For example, Hougaard et al. (2004) examine resource utilization in Danish aged care, and use a proportional odds model to analyze the influence of external factors on MEA efficiency scores based on a model using administration staff, nursing staff, service staff and operational expenditures as main input categories. For instance, it is demonstrated that there is some degree of economies of scale in the sense that the efficiency in operational expenditures increases with an

increasing number of elderly but this aspect is concealed by the aggregation of DEA and hence cannot be reproduced using the DEA scores.

Now, as an observer of the system it is important be aware that a hospital (department) may not aspire to produce at the cost minimizing input mix (i.e. to be allocatively efficient) or even to be technically efficient given their actual staff mix. There may be many reasons for this – in a health care context, an apparently relevant reason concerns the presence of emergency cases, which by nature are difficult to manage. In this sense, demand is uncertain and even a fully rational unit has to operate with some degree of buffer against unforeseeable events. Differences in the degree of excess capacity between hospitals (or departments) may, therefore, reflect real differences in demand fluctuations or attitudes towards risk among the local management.

Even in cases of planned treatments there is uncertainty about, for instance, the actual time needed for surgeries (which may vary substantially between patients and among surgeons), making optimal utilization of the operation theatre a difficult task. There is a large literature on how to improve performance in this specific case involving the use of statistical models for the estimation of procedure times, see e.g. Gerchak et al. (1996).

With respect to the general uncertainties of demand and the need for excess capacity, the results of MEA can be helpful in judging whether the level of the buffer seems appropriate by comparing it with the level needed by the selected benchmark and analyzing eventual differences in the underlying production conditions. Moreover, using the input specific efficiency scores of MEA we may also check whether the actual composition of the buffer is cost minimizing.

Taken a bit further, it seems fruitful to try to view the production units from a neo-classical perspective, that is, to try to rationalize any seemingly inefficient behaviour. For example, the model in Bogetoft and Hougaard (2003) assumes that the objective of each production unit is to generate a suitable combination of relative excess capacity (on-the-job profit) and total absolute surplus (off-the-job-profit) given a certain budget. That is, relative excess capacity and total surplus (budget minus total variable costs) become central decision parameters for each production unit with respect to their optimal production strategy. We may, for example, imagine that the employees as well as the management prefer a large element of on-the-job profit whereas the owners (or sponsors) prefer a large element of off-the-job profit. The final trade-off is the result of some kind of bargaining procedure that is influenced by the specific regulatory setting.

Hence, the actual production strategy of a given unit can be seen as the result of maximizing the joint utility of various stakeholders given the specific form of the feasible set of surplus-slack combinations. The feasible set is determined by multiple factors. Clearly, the production technology represents one limiting factor together with

the relevant prices (salaries), but generally, the relationship between the owner and the individual production units is also important for the surplus-slack distribution. Consider for example the case of Orthopaedic Surgery Units (OSUs) in Danish public hospitals: Typically, the OSUs are assigned a budget by the »sponsor«, and the local management is free to plan production activities given this budget. However, the degree of autonomy varies with respect to the ability to decide on the particular staff mix and overall activity planning. Some units are managed through specific production requirements for given types of treatment while others are free to plan their production given the overall budget. Clearly such differences in management and control may influence the observed performance picture.

As a consequence of the model, slacks relative to the cost minimizing input mix should all be positive if the estimated technology is a good estimate of the »true« technology. In practice, however, some deviation is to be expected due to noise in the data and, in particular, the likely noise in the production units' own perceptions of the technology. However, studying the allocation of slack between staff groups for the individual units may reveal either the relative strength of these groups when bargaining over the allocation of excess capacity or the relative value of the different staff groups in creating organizational buffers against uncertain demand. The actual performance picture is very likely to reflect a mixture of these issues which cannot be disentangled in any obvious way. In practice, however, a rough guideline could be that large slack on cheap labour inputs with high substitutability is likely to indicate buffer considerations, while large slack on expensive labour inputs with limited substitution possibilities may indicate power within the organizational hierarchy.

3 Multi-Directional Efficiency Analysis

Before illustrating the potential usefulness of MEA we shall briefly review the relevant mathematical programs.

In general, consider a set of n observed production units $\{(x^i, y^i), i = 1, \dots, n\}$ using r inputs to produce s outputs, i.e. $(x^i, y^i) \in \mathbf{R}_+^r \times \mathbf{R}_+^s$. In our subsequent illustration we consider Orthopaedic Surgery Units (OSU) where various types of staff produce a total DRG value in terms of output, see Section 4.1. for details. Let $w \in \mathbf{R}_+^r$ be the vector of strictly positive input prices (average salaries) faced by all units.

To estimate the production possibility set we use a non-parametric approach, i.e. a piecewise linear convex envelopment of the data points. We assume that data are observations from the true but unknown technology T

$$T = \{(x, y) | x \in \mathbf{R}_+^r \text{ can produce } y \in \mathbf{R}_+^s\}.$$

Assuming, furthermore, convexity, constant return to scale and free disposability of

the technology,¹ we estimate the technology as the smallest such set that contains the observed data, i.e. as

$$T^* = \{(x, y) \in \mathbf{R}_+^r \times \mathbf{R}_+^s \mid \sum_{j=1}^n \lambda^j x_h^j \leq x_h, h = 1, \dots, r, \\ \sum_{j=1}^n \lambda^j y_k^j \geq y_k, k = 1, \dots, s, \\ \lambda^j \geq 0, j = 1, \dots, n\}.$$

Using this estimated technology, we can obtain standard DEA input efficiency scores $t \in [0, 1]$ by solving the linear programming problem

$$\min\{t \in \mathbf{R} \mid (tx^i, y^i) \in T^*\}$$

for each unit (x^i, y^i) in the sample.

In MEA, the relative improvement potential is proportional to the sub vector efficient production of each input. The sub vector efficient production of unit i for each input $l = 1, \dots, r$ is determined as the minimal use of input l keeping the levels of the other inputs ($-l = \{1, \dots, r\} \setminus \{l\}$) fixed, i.e. as the solution $x^* \in \mathbf{R}^r$ to the programs

$$\min\{x_l \in \mathbf{R} \mid (x_l, x_{-l}^i, y^i) \in T^*\}, l = 1, \dots, r.$$

If $x^* = x^i$, the unit is MEA-efficient and the improvement potential (MEA score) is 0. If $x^* \neq x^i$, then the relevant benchmark is found by solving the program

$$\max\{\beta \in \mathbf{R} \mid (x^i - \beta(x^i - x^*), y^i) \in T^*\}.$$

Given the solution β^* , the vector of relative MEA scores is determined as

$$\left(\frac{\beta^* (x^i - x^*)}{x^i} \right).$$

Moreover, we can determine the cost minimizing (or allocatively efficient) input combination z^i for unit (x^i, y^i) as

$$z^i \in \arg \min_x \{w \cdot x \mid (x, y^i) \in T^*\}.$$

1. See e.g. Banker, Charnes and Cooper (1984).

4 An Illustrative Case: Danish Orthopaedic Surgery Units

Danish hospitals are public hospitals (with a few exceptions). Orthopaedic surgery is a major area of activity covering about 14% of total production (measured as DRG-value) and about 9% of total staff costs (as well as number of employees) among all (public) Danish hospitals. On average the share of emergency cases is about 50% but this share varies substantially among the units. Normally, the share of emergency cases is between 35 and 50%.

Looking at the staff mix, an average OSU has 22.1% physicians, 56.3% nurses and 21.6% other health care personnel. However, there is a rather large variation because some units are free to choose their own staff mix whereas others are assigned a particular staff mix by the central hospital management. While there is almost full substitutability within staff groups, the substitution is rather limited between staff groups, but typically some »low-end« physician activities can be performed by nurses and »low-end« nursing activities can be performed by other health care personnel. In fact, data seems to confirm a weak tendency towards two main staffing strategies: Either the OSU has an above average share of nurses and below average share of physicians and other health care personnel or the OSU has an above average share of physicians and other health care personnel and a below average share of nurses.

4.1 The Data Set

Data consists of staff and production values from 35 OSUs in Danish public hospitals for the year 2002.² The units include a total of 135 subdivisions consisting of bed divisions, out-patient clinics and emergency sections. All units have a bed division, 83% of the units have an out-patient clinic and 79% have an emergency section. The data include the number of head physicians, physicians, nurses and other health care personnel, all measured in full time equivalents (FTE). The production is stated in terms of the DRG value in 1000 DKK.

In Figure 1 below, data are aggregated into a total number of physicians and a total number of nurses and other health care personnel. The figure represents an input isoquant (for fixed output level) and demonstrates that there are limited substitution possibilities among these staff types, as mentioned above, since the data are basically confined within a narrow convex cone.³

4.2 Staff Efficiency

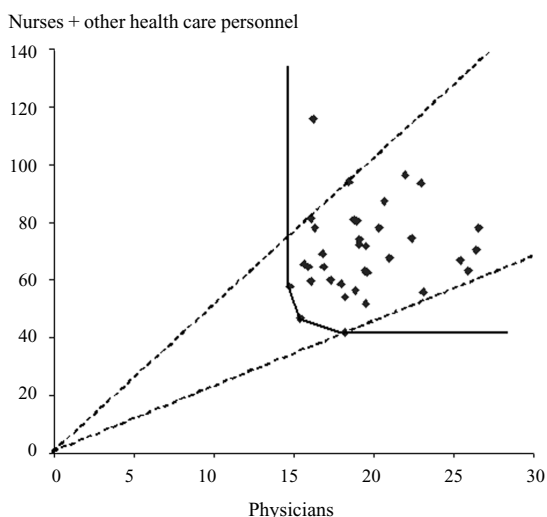
Preliminary analysis of the production data indicates that production is characte-

2. The total number of Danish public OSUs is 41, but 6 OSUs are excluded from the present analysis due to data problems.

3. Note that there seems to be an outlier in the figure but this OSU only stands out in the aggregated model and not in the full version with four staff categories that will be used in the following analysis.

Table 1. Descriptive statistics.

Variables	Mean	Min	Max	Std. dev.
Head physicians	7.68	3.22	17.70	3.41
Physicians	17.93	6.41	36.10	8.73
Nurses	67.04	28.07	162.83	32.47
Other staff	25.98	6.68	61.83	13.30
Production	133278	51484	274547	52777

*Figure 1. A given estimated isoquant in the case of two staff types.*

ized by constant returns to scale. This is further supported by the fact that the amount of capital involved in orthopaedic surgery is relatively limited. Thus, the following improvement potentials are determined under an assumption of constant returns to scale.⁴

In the sample of 35 OSUs, and using the full model with four staff types, 8 (23%) OSUs were fully efficient. In Table 2 below the relative MEA improvement potentials among the inefficient OSUs are summarized. In general there are sizable mean improvement potentials for all staff types with a maximum of 30.1% for other health care personnel and a minimum of 13% for physicians. Compared to a standard DEA where the (common) mean improvement potential is 15.9% for all staff types we see that only

4. Note that there may be differences in the extent of buffer personnel needed between departments which questions the assumption of CRS. If, however, an assumption of decreasing (DRS) or variable returns to scale (VRS) seems more appropriate, the mathematical programs involved can be modified accordingly through further restrictions on decision variables.

Table 2. Relative (MEA) improvement potential among the inefficient OSUs.

Variables	Mean	Min	Max	Std. dev.
Head physicians	20.7%	1.2%	44.5%	12.4%
Physicians	13.0%	0.2%	29.9%	8.4%
Nurses	19.5%	0.6%	36.9%	9.9%
Other care personnel	30.1%	1.4%	51.4%	13.3%

physicians falls below this number. Hence, using MEA we reveal both a higher level of improvement potential for the majority of the staff types and a more detailed performance pattern, as there are clear differences in the utilization of the different staff types (concealed by the common DEA score).

In general, for individual OSUs the largest slack is found among other care personnel whereas the smallest slack is found among the physicians, which is confirmed by looking at the mean results in Table 2. Hence, apart from some difficulties in adjusting to a suitable level of head physicians it seems that the excess capacity is primarily centered around the nursing staff and other health care personnel. Of course this is not adjusted for differences in salaries, but it still indicates that some kind of buffer consideration could be part of the explanation. In particular, note that the activities that probably are easiest to monitor are those of other care personnel and yet it is here that the largest slack is found.

For a specific comparison between DEA and MEA results involving the individual OSUs consider Figure 2. It appears that, in general, DEA under estimates the improvement potential of head physicians and other health care personnel, while it over estimates the improvement potential for physicians. The picture is less clear with respect to the nursing staff.

The fact that MEA provides a more detailed performance picture than DEA becomes particularly clear when looking at specific OSUs. For example in Table 3, we show MEA and DEA results for a given OSU where the difference is substantial. The rather small improvement potential (6.2%) resulting from DEA indicates that the OSU is performing satisfactorily. On the other hand, the MEA results reveal that both nurses and other health care personnel are, in fact, very badly utilized (with improvement potentials of 31.0% and 34.6% respectively) and the OSU is far from performing efficiently.

In accordance with the general picture it seems that the physicians are almost fully utilized whereas the buffer is found among the nursing staff and other care personnel.

4.3 Allocative Efficiency

Using weighted average salaries for each staff type, the cost minimizing staff mix is found to be 8.2% head physicians, 16.5% physicians, 51.5% nurses and 23.7% other

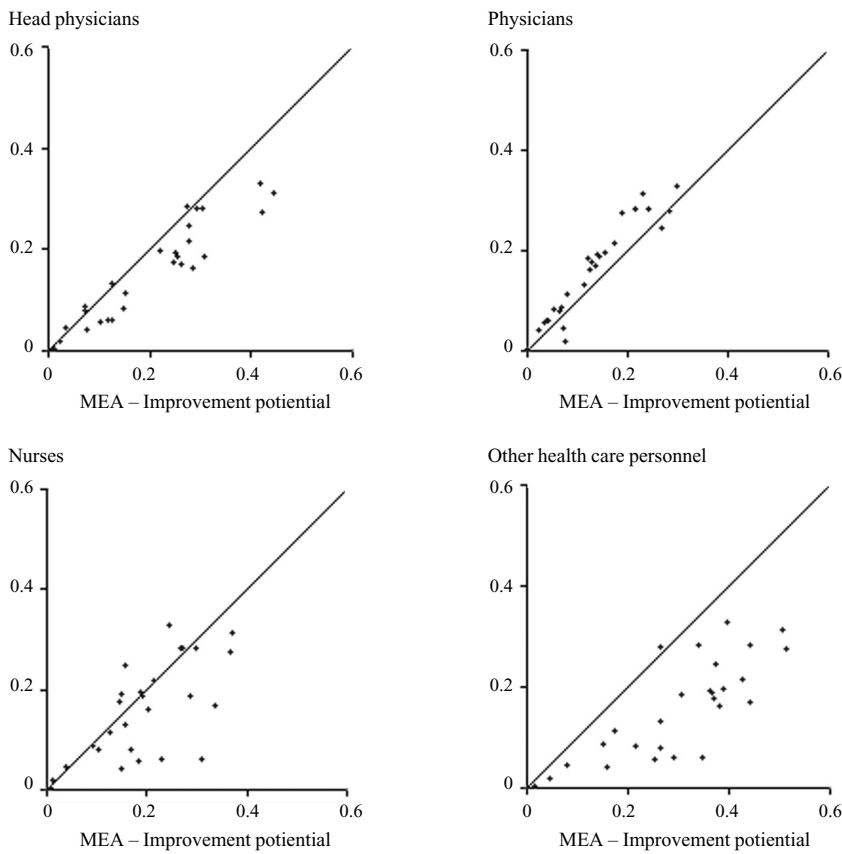


Figure 2. Comparing MEA and DEA improvement potentials for each staff type.

Table 3. Relative improvement potential for a specific OSU.

	MEA	DEA
Head physicians	12.6%	6.2%
Physicians	4.1%	6.2%
Nurses	31.0%	6.2%
Other health care personnel	34.6%	6.2%

health care personnel. On average, the ratio of minimal to actual cost is 71.8% leaving an average improvement potential of 28.2% on total staff costs.

In Table 4 the relative difference (slack) between the actual staffing (in FTE's) and the allocatively efficient staff mix (in FTE's) is determined both in numerical terms, and in direct terms and averaged over the OSUs. Nurses are the only staff type where all OSUs have positive slack compared to the cost minimizing staff mix. The differen-

Table 4. Average slacks and share of non-negative slacks.

INPUTS	Numerical slack	Slack	Non-neg. slacks
Head physicians	26.8%	4.8%	66%
Physicians	21.6%	18.7%	91%
Nurses	33.7%	33.7%	100%
Other health care personnel	29.7%	15.3%	83%

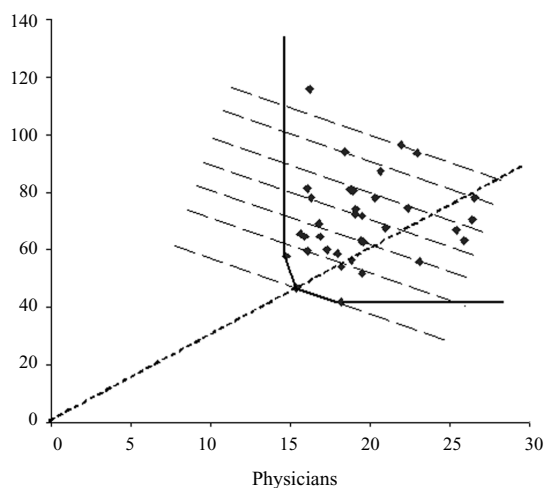


Figure 3. Given estimated isoquant and isocost lines in the case of two staff types.

ce between the relative slack measured in numerical terms and in direct terms for head physicians (26.8% vs. 4.8%) indicates both large negative and positive slacks. Also the share of OSUs with non-negative slacks for each staff type is shown. Approximately 85% of all the slacks are non-negative, 46% of the OSUs have no negative slacks and only 11% of the OSUs have negative slack in more than one staff type. In general, about 77% of the OSUs have positive slacks with respect to the last three staff groups, i.e. they use too many physicians, nurses and other health care personnel compared to the cost minimizing staff mix.

To get an intuitive idea of the differences in allocative efficiency we return to the simple model with the two aggregate staff groups »head physicians and physicians« and »nurses and other care personnel« where the result is depicted in Figure 3. It appears that, compared to the cost minimizing staff mix, most OSUs have too much buffer on nurses and other care personnel independent of their level of allocative efficiency. Note that 7 OSUs are close to the staff mix of the cost minimizing OSU, in particular, considering the practical issue of limited staff divisibility.

Clearly the picture is somewhat more differentiated in the full model. The large proportion of non-negative slacks for all three »heavy« staff groups; physicians, nurses and other care personnel, indicates that the most OSUs may in fact be performing rationally. The over-representation of nurses and other care personnel in the buffer is probably partly due to the current lack of supply of physicians in Denmark.

5 Discussion

As shown above the MEA results reveal substantial improvement potentials both compared to the technically efficient benchmarks and to the cost minimizing staff mix. Local management of the individual OSUs may compare their particular performance to that of the selected benchmark unit and examine the extent to which there is room for real improvements as indicated by the staff specific efficiency scores.

As the sample is somewhat limited (35 observations) it is hard to obtain statistically valid general results on the influence of external factors on the level of efficiency. At first glance, though, there is a weak tendency towards a lower level of out-patient visits among the benchmarks than would be expected. Moreover, there is some indication of a lower average age and level of seniority of nurses and other care personnel among the benchmarks but nothing that might lead to firm conclusions.

The results of MEA also opens up the potential for all sorts of further analysis of the general characteristics of the benchmarks as well as the worst performers. Based on interviews with the management of selected OSUs among the groups of best and worst performers, Hermansen (2004) further tries to locate common features and makes the following striking observation: Benchmark OSUs are all governed by contracts (with clear specification of expected activities, budget and performance aims) accompanied by heavy sanctions, while the worst performing OSUs were either not governed by contracts or governed by contracts with very limited sanctions. Clearly, this fact indicates that the exact form of governance plays an important role when it comes to motivation and thereby efficiency of staff and production processes. It seems obvious to try to pursue this issue by further analyzing differences in quality among OSUs managed by contracts and those not managed by contracts. If the differences in efficiency, as measured by MEA, are not caused by differences in quality, then differences in efficiency may be boiled down to varying motivation of the staff.

As such the results of MEA raise a number of interesting managerial issues that may be pursued by further analysis of specific aspects of the production process.

References

- Asmild, M., J. L. Hougaard, D. Kronborg and H. K. Kvist. 2003. Measuring inefficiency via potential improvements, *Journal of Productivity Analysis*, 19, 59-76.
- Banker, R., W. W. Cooper and A. Charnes. 1984. Some models for estimating techni-

- cal and scale inefficiency i Data Envelopment Analysis, *Management Science*, 30, 1078-92.
- Bogetoft, P. and J. L. Hougaard. 1999. Efficiency evaluations based on potential (non-proportional) improvements, *Journal of Productivity Analysis*, 12, 231-45.
- Bogetoft, P. and J. L. Hougaard. 2003. Rational inefficiencies, *Journal of Productivity Analysis*, 20, 243-71.
- Bogetoft, P. and J. L. Hougaard. 2004. Super efficiency evaluations based on potential slack, *European Journal of Operational Research*, 152, 14-21.
- Camp, R. C. 1989. Benchmarking: the Search for Industry Best Practices that Lead to Superior Performance, ASQC Quality Press. PLACE OF PUBLICATION
- Cooper, W. W., L. M. Seiford and J. Zhu. 2004. Handbook on Data Envelopment Analysis, Kluwer Academic Publishers, Boston.
- Folland S. T. and R. A. Hofler. 2001. How reliable are hospital efficiency estimates? Exploiting the dual to homothetic production, *Health Economics*, 10, 683-98.
- Färe, R. and C. A. K. Lovell. 1978. Measuring the technical efficiency of production, *Journal of Economic Theory*, 19, 150-62.
- Färe, R. and S. Grosskopf. 2003. New Directions: Efficiency and Productivity, Kluwer. PLACE OF PUBLICATION
- Gerchak Y., D. Gupta and M. Henig. 1996. Reservation planning for elective surgery under uncertain demand for emergency surgery, *Management Science*, 42, 321-34.
- Hermansen, S. 2004. Personaleforbrug og slack i sygehusvæsenet (in Danish), MSc-thesis (B-010), Institute of Economics, University of Copenhagen.
- Holvad, T., J. L. Hougaard, D. Kronborg and H. K. Kvist. 2003. Measuring inefficiency in the Norwegian bus industry using Multi-directional Efficiency Analysis, *Transportation*, 31, 349-69.
- Hougaard, J. L. and H. Keiding. 2004. Continuous benchmark selection, *Operations Research Letters*, 32, 94-98.
- Hougaard, J. L. and M. Tvede. 2002. Benchmark selection: an axiomatix approach, *European Journal of Operational Research*, 137, 218-28.
- Hougaard, J. L., D. Kronborg and C. Overgaard. 2004. Improvement potential in Danish elderly care, *Health Care Management Science*, 7, 225-35.
- Newhouse, J. P. 1994. Frontier estimation: How useful a tool for health economics? *Journal of Health Economics*, 13, 317-22.
- Olesen, O. B. 2004. Anvendelse af Data Envelopment Analysis til produktivitetsevaluering af danske sygehuse for perioden 2000-2002 (in Danish). Internet-report (<http://www.sam.sdu.dk/~ole/publications.htm>), April 2004.
- Olesen, O. B. and N. C. Petersen. 2002. The use of Data Envelopment Analysis with probabilistic assurance regions for measuring hospital efficiency, *Journal of Productivity Analysis*, 17, 83-109.

Debat og kommentarer

En kritik af VEU-udvalgets arbejde

Svend Jespersen

CEBR, E-mail: Svj.cebr@cbs.dk

Nicolai Kristensen

Handelshøjskolen i Århus, E-mail: nik@asb.dk

Lars Skipper

akf, E-mail: ls@akf.dk

Indledning

Som svar på den stigende grad af internationalisering og skill-biased teknologisk udvikling er der opstået en sjældent set politisk enighed om, at Voksen- og Efteruddannelse (VEU) er en vigtig del af løsningen på fremtidens velfærdsproblemer. Der er tilsyneladende konsensus blandt arbejdsmarkedets parter, regeringen og den samlede opposition om at øge fokus på VEU. Samme konsensus gør sig gældende i mange andre OECD-lande.

I dette debatindlæg vil vi diskutere det økonomisk faglige grundlag i VEU-udvalgets rapport, der er det seneste sammenfattende arbejde vedrørende VEU i Danmark. Rapporten er meget vidtfavnende og indeholder beskrivelser, analyser og vurderinger inden for mange områder. Vi ønsker at kritisere rapporten for i sine analyser at overse helt central international forskning i effekterne af VEU for forskellige uddannelsesgrupper og for at overvurdere de samfundsøkonomiske effekter af VEU.

I det følgende beskrives først VEU-udvalgets analyser og vurderinger. Dernæst diskuteres det faglige grundlag for vurderingerne i forhold til effekterne af VEU på individ og samfundsniveau, og til sidst forsøger vi at se fremad i forhold til at tilrettelægge VEU.

VEU-udvalgets rapport

Den første februar barslede en embedsmandsgruppe fra regeringen og arbejdsmarkedets parter med en rapport, der kortlægger den samlede nuværende voksen- og efteruddannelsesindsats. Kommissoriet for arbejdet indebar en vurdering af effekterne af den nuværende VEU-indsats og opstilling af konkrete forslag til forbedringer. Disse forslag skal ifølge kommissoriet blandt andet medvirke til en bedre udnyttelse af de

samlede ressourcer anvendt til VEU samt medvirke til fremadrettet at forbedre beskæftigelsesmulighederne for de svageste grupper på arbejdsmarkedet.

Rapporten, der består af to bind samt en række baggrundsrapporter udarbejdet af forskellige forskningsgrupper, bidrager væsentligt til den eksisterende viden på området ved at give et overblik over den samlede VEU-indsats i Danmark, som på trods af store offentlige udgifter hertil ikke tidligere er blevet så indgående evalueret.

Bind 1 indeholder blandt andet udvalgets anbefalinger, og disse går i høj grad på, at VEU-indsatsen skal styrkes. Herunder vurderes det, at »i det omfang, øgede offentlige udgifter anvendes effektivt og målrettes personer med en løsere arbejdsmarkeds-tilknytning end i dag, vil der kunne forventes de mest positive virkninger i forhold til at øge omstillingsprocesserne på arbejdsmarkedet og nedbringe strukturledigheden.« Trepartsudvalget (2006, s. 33).

I bind 2 er udvalgets analyser og beskrivelser samlet. Disse indbefatter blandt andet en analyse af de fremtidige krav til det danske arbejdsmarked set i lyset af globaliseringsprocessen og en beskrivelse af det danske voksen- og efteruddannelsessystem – herunder også en international sammenligning af VEU-indsatser. Desuden indeholder bind 2 en beskrivelse af individers og virksomheders anvendelse af VEU og af effekterne af VEU på individniveau, virksomhedsniveau og samfundsniveau.

Analysen af effekterne af VEU på individniveau bygger dels på allerede eksisterende analyser for Danmark, dels på en ny analyse foretaget af akf. Med hensyn til de eksisterende analyser er flere af studierne, der nævnes, Trepartsudvalget (2006, s. 445) baseret på tværsnitsdata, eksempelvis Sørensen (2000), DA (2004), LO (2004) og Undervisningsministeriet (2005). De to sidstnævnte referencer bygger på interviewdata for selvevaluering af effekten af efteruddannelse. Blandt de eksisterende danske studier, der refereres til, bygger Jensen m.fl. (1993) og Gregersen (1997) på paneldata fra Danmarks Statistik, og disse effektmålinger er således baseret på analyser, hvor man følger de samme individer over flere år. Disse to panelanalyser fokuserer begge på effekten af AMU-kurser. Det generelle resultat fra de danske undersøgelser, som det rapporteres i VEU-rapporten er, at VEU har positive effekter på løn og/eller beskæftigelse. VEU-rapporten henviser således til, at Jensen m.fl. (1993) finder, at løneffekten af AMU-kurser er signifikant positiv.

De internationale effektstudier, der refereres til i VEU-rapporten, er dels OECD (2004) og Hämäläinen (2001) for Finland. OECD finder en positiv løneffekt for beskæftigede, mens det finske studie finder en positiv effekt for lediges arbejdsmarkeds-tilknytning.

Akf's analyse af individeffekterne, Clausen m.fl. (2005), baserer sig på en 10% tilfældig udvalgt stikprøve af den danske befolkning, hvor grupper af deltagere sammenlignes med kontrolpersoner, konstrueret ved hjælp af den såkaldte »matching«-

metode. Analyserne finder initiale negative løn- og beskæftigelseeffekter af deltagelse i voksenuddannelse på alment niveau (fra 9. klasse til hf-, hhx- og htx-niveau) men ingen effekter på længere sigt.¹ Herudover konstateres der positive beskæftigelseeffekter af deltagelse i kurser på det erhvervsrettede niveau (hvoraf hovedparten er AMU-kurser) på både kort og længere sigt (op til 7 år) men ingen løneffekter. Endelig estimeres positive løneffekter af deltagelse i voksenuddannelse på videregående niveau (mestendels HD-, CVU- og merkonomkurser), men ingen signifikante beskæftigelseeffekter.

Rapportens overordnede konklusion for så vidt angår individeffekter af VEU er, at »effekterne af erhvervsrettet og videregående VEU er i overensstemmelse med det forventede og resultater fra tidligere danske såvel som internationale analyser,« Trepartsudvalget (2006, s. 449).

VEU-rapporten indeholder som nævnt også en kvantificering af de samfundsøkonomiske effekter. Der tages i VEU-udvalgets analyser behørigt forbehold for, at denne type analyser er behæftet med stor usikkerhed. De gennemførte beregninger tager som udgangspunkt, at alle i arbejdsstyrken øger VEU-aktiviteten på årsbasis med én dag. Denne stigning i VEU-aktiviteten multipliceres med et vægtet gennemsnit af de signifikante individeffekter estimeret i akf's analyser, »beregningsteknisk opjusteret« med 50 pct. for at tage højde for positive eksternaliteter af VEU-indsatsen.

Opjusteringen begrundes med en positiv produktivitetsvirkning på virksomhederne som følge af, at kolleger, der ikke har været på kursus, kan lære af dem, der har været. Det antages desuden, at der ikke er nogen crowding out af de beskæftigelsesvirkninger, man finder i mikrostudiet, således at disse slår fuldt igennem på samfundsplan. Endelig ses der helt bort fra forvridningstab ved skattefinansieringen af VEU-aktiviteten.

Den overordnede konklusion på effektanalyserne på samfundsniveau er, at VEU har positive effekter på beskæftigelse og produktivitet. En stigning i VEU-indsatsen på 1 dag pr. år pr. medarbejder vurderes med forbehold for den beregningstekniske usikkerhed på langt sigt at medføre en stigning i produktiviteten på 0,8 pct. og en reduktion i strukturledigheden på 1/4 pct.

Diskussion af VEU-udvalgets analyser og vurderinger af effekterne af VEU

VEU-udvalgets fremstilling af de eksisterende effektanalyser tegner sandsynligvis et overdrevent positivt billede af effekterne af VEU på beskæftigelse og løn. I det følgende vil vi først diskutere VEU-rapportens gennemgang af effekterne på individniveau, og dernæst diskutere VEU-rapportens samfundsøkonomiske analyse.

1. De negative kortsigtseffekter er resultatet af medfinansieringen fra kursistens side via Statens Voksenuddannelsesstøtte (SVU).

Med hensyn til individeffekter refereres der til en række danske studier, som er baseret på tværsnitsdata. Effekterne målt ved brug af tværsnitsdata (uden retrospektive oplysninger) tager ikke højde for selektion ind i VEU, og man må derfor formode, at resultaterne i disse studier er opad biased, hvilket flere af forfatterne også selv nævner, f.eks. Sørensen (2000). Blandt de danske studier, der bygger på paneldata, henviser VEU-rapporten til, at Jensen m.fl. (1993) finder en signifikant positiv effekt på lønnen af deltagelse i AMU-kurser. Men dette er kun tilfældet for faglærte, der ikke er ramt af ledighed. Effekten for ufaglærte såvel som faglærte med nogen ledighedsgrad finder Jensen m.fl. (1993) ikke signifikant forskellig fra nul, og generelt finder Jensen m.fl. (1993) væsentlig mindre positive effekter, end VEU-rapporten giver indtryk af.²

Den internationale litteratur på området er meget omfangsrig, men ikke vel beskrevet i VEU-rapporten. Heckman m.fl. (1999) indeholder en oversigt over metoder og empiriske resultater. De nævner, at man i den internationale litteratur på området ikke finder et entydigt svar på, om effekten varierer med deltagerens uddannelsesniveau, men at det tyder på, at lavt uddannede får det laveste udbytte af VEU, Heckman m.fl. (1999). Dette falder i tråd med Jensen m.fl. (1993), og nyere forskning, eksempelvis Cohen-Goldner og Eckstein (2006), bekræfter denne tendens.

Forklaringen på den lavere effekt af VEU for lavtuddannede kan muligvis findes i nyere forskning af f.eks. Cunha m.fl. (2005) og Heckman (2000a). Heckman argumenterer for, at der eksisterer »komplementaritet i læring«, hvilket betyder, at man bliver bedre til at lære nyt, jo mere man allerede har lært. En umiddelbar konsekvens af komplementaritet er, at effekten af VEU er størst for folk med relativ god uddannelsesmæssig baggrund i forhold til folk med ingen eller meget lav uddannelsesmæssig baggrund.

Den samfundsøkonomiske analyse foretaget af VEU-udvalget er, som det også klart fremgår af rapporten, behæftet med betydelig usikkerhed. Vi vil her kort diskutere de mest væsentlige usikkerheder i den samfundsøkonomiske analyse.

Effekterne på samfundsniveau opnår man ved at multiplicere de signifikante effekter fra akf's studie med 50% og ved at antage, at der ikke sker crowding out af beskæftigelseseffekterne, når man aggregerer fra individniveau til samfundsniveau. De estimerede effekter i akf's analyse, Clausen m.fl. (2005), kan ikke uden videre benyttes til denne form for beregning. Den gennemsnitlige effekt vedrører kun populationen som historisk har deltaget i VEU, og denne population er ikke et tilfældigt udsnit af den samlede arbejdsstyrke. Det fremgår af konklusionen i Clausen m.fl. (2005), at ønsker man at analysere effekten af en udvidelse af programmet, svarende til den simulation VEU-rapporten laver i forbindelse med den samfundsøkonomiske beregning, bør man

2. I øvrigt løses problemet med selvselektion heller ikke ved blot at estimere en fixed effects-model. Dette nævner Jensen m.fl. (1993) også selv.

se på den gennemsnitlige effekt blandt de marginale deltagere; altså individerne på grænsen til at deltage under det nuværende aktivitetsniveau. For denne gruppe af deltagere finder andre studier, f.eks. Rosholm og Skipper (2003), at effekten af VEU er væsentlig lavere end den gennemsnitlige effekt for alle deltagere. Da løn- og beskæftigelseseffekterne på individniveau er heterogene, og marginale deltagere har forventeligt afkast, som er mindre end gennemsnitsafkastet i populationen af deltagere som helhed, kan eksisterende estimerede gennemsnitseffekter blandt historiske deltagere altså ingenlunde benyttes til skøn om effekterne ved udvidelse af omfanget af VEU uden yderligere og meget kritiske antagelser.

Rimeligheden i at antage, at der ikke sker nogen crowding out af beskæftigelses-effekten målt på individniveau kan også diskuteres. OECD (2004) finder, i tråd med VEU-rapportens antagelser, at der ikke er nogen nævneværdig crowding out-effekt. Men deres analyse bygger udelukkende på within group effects, og der ses således bort fra mulige effekter mellem grupper af ansatte. Smith og Sweetman (2001) giver en kort oversigt over generelle ligevægtseffekter i denne form for studier, og konkluderer, at »Overall, these studies, as well as a number of studies by European scholars, suggest that general equilibrium effects should not be ignored in the evaluation of largescale social programs«.

Et tredje ganske kritisk punkt i den samfundsøkonomiske analyse af VEU-effekten er brugen af en »beregningsteknisk opjustering« på 50 pct. af de individuelle effekter, fordi man antager, at der eksisterer positive eksternaliteter som et resultat af, at medarbejdere, der har været på kursus, øger produktiviteten for medarbejdere, der ikke har været på kursus. VEU-rapporten nævner også, at der ikke eksisterer studier, der kan belyse det faktiske omfang af sådanne spillover-effekter. Der findes faktisk en lille litteratur på dette område, se f.eks. Acemoglu og Angrist (2000), Barth (2002), Martins (2004) og Moretti (2004), men desværre er der ikke konsensus om effekten. Heckman (2000a) opsummerer dog litteraturen ved at påpege, at selv om der ikke hersker tvivl om eksistensen af positive eksternaliteter ved meget lave investeringsniveauer, er der ikke grundlag for at antage en sådan positiv eksternalitet på marginerne af investeringsniveauerne i OECD i dag. Han understreger ligefrem, at »Invoking unmeasured externalities to support government interventions is a standard rhetorical device in a variety of fields of economics. It is a flabby argument which is also a potentially dangerous one – a pretext for increased government activity without any substantive basis for the intervention«. Heckman (2000b).

Konklusionen må være, at der er et stort behov for yderligere forskning i eksternaliteter forbundet med voksen- og efteruddannelse: Er virksomheder og medarbejdere i stand til at internalisere effekterne af VEU? Hvilke typer VEU er forbundet med betydelige eksternaliteter? For hvilke medarbejdertyper er der betydelige eksternaliteter?

Alt i alt kan man sætte en del spørgsmålstejn ved effekterne af VEU-indsatsen i Danmark og navnlig ved effekten for gruppen af lavt uddannede, som i dag ikke i særlig stort omfang deltager i VEU. Desværre er det også denne gruppe, der måske har det største behov for øgede kompetencer i de kommende år.

Forslag til forbedringer

Målsætningen med VEU er at sikre, at vi alle aktivt kan deltage i arbejdsmarkedet til gavn for den enkelte såvel som samfundet, og denne målsætning kan alle nok blive enige om.

For at nå målsætningen er det nødvendigt både at se nærmere på videngrundlaget for politikken og på selve den politik, der lægges op til med VEU-udvalgets rapport.

De nuværende analyser bør udvides på følgende områder, før der gennemføres en styrkelse af VEU-indsatsen:

- Analyser af marginale effekter af VEU: kan der forventes betydelige effekter af VEU for dem, der i øjeblikket ikke deltager i sådanne aktiviteter?
- Analyser af eksternaliteter ved VEU.

Hvis VEU skal spille en vigtig rolle i opkvalificeringen af arbejdsstyrken i fremtiden, bør der være en løbende overvågning af området, ligesom aktiverings- og integrationsområderne i øjeblikket overvåges løbende. Sådanne analyser kunne tage udgangspunkt i de analyser, der er blevet gennemført i forbindelse med VEU-udvalgets arbejde.

I forhold til den politik, der lægges op til med VEU-udvalgets rapport, er vi bekymrede for, at indsatsen bliver skønne spildte kræfter: De fleste eksisterende undersøgelser finder, at voksen- og efteruddannelse ikke er virkningsfuld for de svageste på arbejdsmarkedet. I øjeblikket ved vi heller ikke meget (empirisk) om, hvad der skal til for at få indsatsen til at virke for de svageste på arbejdsmarkedet. Hvis indsatsen skal være mere end en demonstration af god vilje, vil vi foreslå, at man venter med at styrke VEU-indsatsen for de svageste på arbejdsmarkedet, indtil der er mere empirisk viden om, hvordan det skal gøres.

Litteratur

- | | |
|---|--|
| <p>Acemoglu, D. og J. Angrist. 2000. How Large are Human-Capital Externalities? Evidence from Compulsory Schooling Laws. <i>NBER Macroeconomics Annual</i>, 9-59.</p> <p>Barth, E. 2002. Spillover Effects of Education on Co-Worker Productivity. Evidence from the Wage Structure. Paper presented for the ESPE conference in Bilbao.</p> | <p>Clausen, J., A. Larson, M. Rosholm og L. Skipper. 2005. <i>Effekten og oplevede udbytte af deltagelse i voksen-, efter-, og videreuddannelse på individniveau</i>, akf 2005.</p> <p>Cohen-Goldner, S. og Z. Eckstein. 2006. Estimating the Return to Training and Occupational Experience: The Case of Female Immigrants, Manuscript, January 2006.</p> |
|---|--|

- Cunha, F., J. J. Heckman, L. Lochner og D. V. Masterov. 2005. Interpreting the Evidence on Life Cycle Skill Formation, *IZA Discussion Paper* nr. 1675.
- DA (2004). Arbejdsmarkedsrapport 2004, København.
- Gregersen, O. 1997. *Virksomhedernes brug af arbejdsmarkedsuddannelserne*. Socialforskningsinstituttet 97:2.
- Hämäläinen. 2001. Refereret i Finansministeriet (2006b), men ikke med i referencelisten.
- Jensen, P., P. J. Pedersen, N. Smith og N. Westergård-Nielsen. 1993. The effects of labour market training on wages and unemployment: Some Danish results. I H. Bunzel, P. Jensen og N. Westergård-Nielsen, red.: *Panel Data and Labour Market Dynamics*, Elsevier Science Publishers B.V.
- Heckman, J. J. 2000a. Policies to foster human capital. *Research in Economics* 54, 3-56.
- Heckman, J. J. 2000b. Response to Eissa. *Research in Economics* 54, 81-82.
- Heckman, J. J., R. B. LaLonde og J. Smith. 1999. The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs. In Ashenfelter, A. og Card, D., red.: *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, Ch. 31, 1865-2097.
- LO. 2004. Øje på uddannelse – IFKA-rapport, Kompetenceløft i Danmark, København.
- Martins, P. S. 2004. *Firm-Level Social Returns to Education*. Queen Mary, University of London.
- Moretti, E. 2004. Workers' Education, Spillovers and Productivity: Evidence from Plant-Level Production Functions, *American Economic Review*, 94, 565-690.
- OECD. 2004. *Employment Outlook*, Paris.
- Rosholm, L. og L. Skipper. 2003. Is Labour Market Training a Curse for the Unemployed? Evidence from a Social Experiment, *IZA Discussion Paper* 716.
- Smith, J. og A. Sweetman. 2001. Improving the Evaluation of Employment and Training Programs in Canada. http://www11.hrdc-drhc.gc.ca/edd-doc/ftp/smith_sweetman.shtml.
- Sørensen, M.R. 2000. Efteruddannelse, lønninger og human kapital-teorien, Arbejds-papir, SFI.
- Trepartsudvalget. 2006. Livslang opkvalificering og uddannelse for alle på arbejdsmarkedet – rapport fra Trekantsudvalget, bind 1 og 2.
- Undervisningsministeriet. 2005. *Det Nationale Kompetenceregnskab*, Afdelingen for erhvervsrettet voksenuddannelse.

Replik

»En kritik af VEU-udvalgets arbejde«

Martin Sonnefeld Jørgensen
Finansministeriet, E-mail: msj@fm.dk

Christian Liebing
Finansministeriet, E-mail: csl@fm.dk

Regeringen drøftede i september 2004 behovet for en styrkelse af voksen- og efteruddannelsesindsatsen i Danmark med arbejdsmarkedets parter. På den baggrund blev der nedsat et trepartsudvalg, der på embedsmandsniveau skulle tilvejebringe grundlaget for videre drøftelser mellem regeringen og arbejdsmarkedets parter om mulighederne for at fremme målsætningen om livslang opkvalificering og uddannelse for alle.

Embedsmandsudvalget afsluttede sit arbejde i februar 2006 med udgivelse af rapporten »Livslang opkvalificering og uddannelse for alle på arbejdsmarkedet – rapport fra trepartsudvalget«. Rapporten er en grundig kulegravning af hele voksen- og efteruddannelsesområdet og udgør 764 sider i 2 bind.

På baggrund af embedsmandsudvalgets arbejde blev regeringen og arbejdsmarkedets parter i foråret 2006 enige om et sluddokument, der indeholder målsætningerne for en styrket voksen- og efteruddannelsesindsats.

Sven Jespersen, Nicolai Kristensen og Lars Skipper (JKS) rejser i indlægget »En kritik af VEU-udvalgets arbejde« en række kritikpunkter i forhold til rapporten. Kritikken i artiklen er ikke rettet mod udvalgets arbejde generelt, men retter sig hovedsageligt mod opgørelsen af de samfundsøkonomiske effekter i rapportens kapitel 10 i bind 2. Hovedpointen hos JKS er, at fremstillingen tegner »et overdrevet positivt billede af effekterne af VEU på beskæftigelse og løn«.

Generelle bemærkninger

De fremførte kritikpunkter er velkendte. De har været drøftet på trepartsudvalgets møder eller i en teknisk arbejdsgruppe under udvalget.

Der opstilles i rapporten et regneeksempel, der har til formål at vise effekterne af en udvidelse af VEU-aktiviteten på en række makrovariable som produktion, beskæftigelse, ledighed mv.

Forfatterne har deltaget i sekretariatsarbejdet for Trepartsudvalget. Det er alene forfatterens synspunkter, som præsenteres i artiklen. Synspunkterne deles ikke nødvendigvis af Trepartsudvalget eller Finansministeriet.

Det er anført gentagne gange i rapportens kapitel 10, at resultaterne i afsnit 6 er regneeksempler, som skal tolkes varsomt.

Det fremgår f.eks. af rapportens s. 465, at: »*Beregningerne af virkningerne [af VEU] er behæftet med betydelig usikkerhed. Det skyldes for det første, at det er vanskeligt at fastlægge de makroøkonomiske virkninger på både beskæftigelse og produktivitet. Opregningen af effekterne fra Amternes og Kommunernes Forskningsinstitut¹ til makroniveau er således primært en beregningsteknisk opregning, og sammensat af forskelligartede effekter for almen, erhvervsrettet og videregående VEU.*« Og af side 465, at »...*der vil skulle yderligere analyser til, før man kan fæstne lid til resultatet og anvende det fremadrettet.*« Endelig fremgår det af rapportens s. 460, at »*skønnet [på ledigheden] bygger på grove gennemsnitlige regneeksempler*«.

Desuden indeholder kapitlet et afsnit, der beskriver nogle af de vanskeligheder, der er forbundet med effektmåling på voksen- og efteruddannelsesområdet.

De enkelte kritikpunkter

For det første anfører JKS, at litteraturbeskrivelsen i Trepartsudvalgets rapport ikke giver et velbeskrevet billede af den internationale litteratur på området. Det anføres, at fokus på danske studier giver et for positivt indtryk af effekterne af VEU-indsatsen.

Det har ikke været hensigten, at rapporten skulle indeholde en udtømmende litteraturgennemgang, men derimod resultater fra udvalgte undersøgelser, som det fremgår af s. 444. Udvalget kan naturligvis diskuteres. Når der i rapporten er fokuseret på danske analyser, skyldes det dels, at fokus for Trepartsudvalgets arbejde er den danske VEU-indsats, dels at VEU-indsatsen i Danmark adskiller sig væsentligt fra VEU-indsatsen i de fleste andre lande.

VEU-indsatsen i de nordiske lande er karakteriseret ved, at personer med relativt dårlige kvalifikationer har mulighed for at løfte deres kvalifikationsniveau. Desuden spiller privat finansiering og finansiering via fonde og kollektive aftaler mellem arbejdsmarkedets parter en mindre rolle i de nordiske lande sammenlignet med det øvrige OECD. Omvendt spiller offentlig finansiering en større rolle.

Den internationale litteratur giver derfor ikke nødvendigvis et retvisende billede af effekterne af VEU i en dansk kontekst. Det skyldes, at Danmark er et af de lande, hvor fordelingen af kompetencer på arbejdsmarkedet er mest lige, og hvor de reelle færdigheder (målt ved læse-, forståelses- og regnefærdigheder) for den dårligst uddannede del af den voksne befolkning ligger på et relativt højt niveau.² Med udgangspunkt i Heckmans argument om komplementaritet i læring, må det forventes, at effekten af

1. Clausen, Jens, Anne Larson, Michael Rosholm og Lars Skipper (2005).

2. OECD (2000).

VEU for de dårligst uddannede i Danmark er relativt høj sammenlignet med effekterne fra den internationale litteratur.

For det andet kritiseres det, at rapportens opgørelse af de samfundsøkonomiske effekter af en udvidelse af VEU-indsatsen anvender gennemsnitseffekter frem for marginaleffekter.

Rapportens opregnede effekter tager udgangspunkt i individanalysen foretaget af Amternes og Kommunernes Forskningsinstitut. Denne analyse beregner gennemsnitseffekter og kan således ikke direkte anvendes til marginaleffektvurderinger. Dette er en blandt flere forklaringer på, at rapporten gentagne gange lægger vægt på, at resultaterne skal tolkes varsomt og at effekterne er forbundet med betydelig usikkerhed. Udvalget var i sine drøftelser opmærksomme på måle- og metodeproblemer forbundet med effektvurdering, herunder at gennemsnitseffekter ikke nødvendigvis svarer til effekten af en øget (marginal) indsats.

For det tredje kritiseres det i artiklen, at der foretages en beregningsteknisk opjustering af produktivitetseffekterne på individniveau med 50 pct.

Den mest oplagte måde at opgøre produktivitetseffekterne af VEU på er ved at tage udgangspunkt i en produktionsfunktionstilgang, hvor virksomhedernes værditilvækst søges forklaret ved størrelsen af kapitalapparat, medarbejdernes uddannelsesniveau og omfang af VEU-deltagelse. Der findes så vidt vides ikke danske analyser med denne tilgang, ligesom data ikke har muliggjort gennemførelse af sådanne analyser.

I stedet tages udgangspunkt i effekterne på kursisterne. Der foretages i den forbindelse en opjustering af de fundne effekter. Opjusteringen sker dels for at tage højde for eventuelle positive spill-overeffekter og dels for at tage højde for effekter på virksomhedernes produktivitet.

I hvilket omfang produktivetsforbedringer som følge af VEU tilfalder kursisten eller virksomheden afhænger af, om de tillærte kvalifikationer kun har værdi for den nuværende arbejdsgiver (kvalifikationerne er virksomhedsspecifikke) eller om de også kan være til nytte for andre arbejdsgivere (kvalifikationerne er generelle). Virksomhedsspecifikke produktivetsgevinster tilfalder virksomhederne og opfanges ikke i effekterne på kursisterne.

I rapporten slås fast, at den beregningstekniske opjustering med 50 pct. er et eksempel. Den beregningstekniske opjustering med 50 pct. har ikke betydning for effekterne på de offentlige finanser. Den beregningstekniske opjustering giver gennem øget timeproduktivitet anledning til et højere realløsniveau. Det er i regneeksemplet forudsat, at produktivetsstigningen finder sted i både den private og den offentlige sektor. Det øgede skatteprovenu, som følger af højere produktivitet i den private sektor, neutraliseres omtrent af højere løn i den offentlige sektor og øgede udgifter til overførselsindkomster, der gennem satsreguleringen forøges i takt med lønudviklingen.

For det fjerde kritiserer forfatterne, at der ikke er taget højde for forvridningstab ved skattefinansiering af en udvidet VEU-aktivitet. Spørgsmålet om forvridningstab afhænger af finansieringskilden.

Der blev som led i velfærdsaftalen fra juni 2006 afsat en globaliseringspulje på 2 mia. kr. i 2007 stigende til 10 mia. kr. i 2012 og frem finansieret af den langsigtede forbedring af de offentlige finanser som følge af initiativerne på arbejdsmarkedet og uddannelsesområdet. Globaliseringspuljen finansierer bl.a. en styrket VEU-indsats uden at hæve forvridende skatter.

For det femte kritiseres det, at der kan være crowding out af beskæftigelseeffekten i form af, at højere beskæftigelse som følge af VEU-aktivitet mindsker beskæftigelsen for andre personer. Som nævnt er resultaterne fra mikrostudiet anvendt til at illustrere virkningerne af øget VEU-aktivitet. Vurderingen er samtidig baseret på en mere overordnet vurdering af mulige beskæftigelsesvirkninger på makroniveau. Eventuelle crowding out effekter er således indeholdt i vurderingen af beskæftigelseeffekten på makroplan. Det må formodes, at mindre mis-match på arbejdsmarkedet, som følge af en større VEU-indsats, varigt vil øge beskæftigelsen gennem lavere strukturel ledighed.

Afslutning

JKS udtrykker bekymring i forhold til, at der i rapporten lægges op til en styrkelse af VEU-indsatsen over for de svageste grupper på arbejdsmarkedet. JKS fremhæver, at de eksisterende undersøgelser tyder på, at VEU ikke er virkningsfuld for disse grupper.

Det skal understreges, at målsætningen med VEU-indsatsen i Danmark ikke alene er af velstandsmæssig karakter, men også har velfærdsmæssig karakter. Det er et selvstændigt mål at sikre, at de svageste grupper på arbejdsmarkedet får bedre muligheder for at opnå et kompetenceløft og at eventuelle barrierer herfor nedbrydes. Det kan heller ikke på forhånd udelukkes, at forbedrede læse-, skrive- og regnefærdigheder betyder større velfærd i form af bedre forudsætninger for at forstå og deltage i samfundslivet og fører til personlig udvikling og større livskvalitet, f.eks. forældres bedre mulighed for at hjælpe med lektier e.l.

Forfatterne afslutter artiklen med anbefaling om, at der gennemføres flere analyser af effekterne af VEU-indsatsen, herunder analyser af de marginale effekter og en løbende overvågning af området.

I forlængelse af Trepartsudvalgets arbejde afholdt regeringen og arbejdsmarkedets parter i marts 2006 trepartsdrøftelser om en styrkelse af VEU-indsatsen. På mødet blev det bl.a. besluttet at nedsætte en teknisk arbejdsgruppe, der skulle afdække mulighederne for at opstille indikatorer, der kan belyse udviklingen i den danske voksen-

og efteruddannelsesindsats. Arbejdsgruppen fik også til opgave, at pege på mulighederne for en større anvendelse af effektmål.

Arbejdsgruppen afrapporterede i september 2006. Det fremgår af arbejdsgruppens afrapportering, at udviklingen på voksen- og efteruddannelsesområdet fremover overvåges i form af et indikatorsystem. Samtidig anbefaler arbejdsgruppen, at der igangsættes et arbejde, der skal føre til nye og forbedrede effektstudier, herunder analyser af de marginale effekter af VEU. Arbejdsgruppens anbefalinger, herunder om behovet for yderligere effektanalyser, er efterfølgende tiltrådt af regeringen og arbejdsmarkedets parter på treparts mødet i september 2006.

Litteratur

- Arbejdsgruppe om måling af voksen- og efteruddannelsesindsatsen. 2006. Afrapportering fra arbejdsgruppen om måling af voksen- og efteruddannelsesindsatsen.
- Clausen, J., A. Larson, M. Rosholm og L. Skipper. 2005. Effekten og oplevede udbytte af deltagelse i voksen-, efter-, og videreuddannelse på individniveau, *arbejdsrapport*, Amternes og Kommunernes Forskningsinstitut.
- OECD. 2000. Literacy in the information age: final report of the international adult literacy survey.
- Trepartsudvalget. 2006. *Livslang opkvalificering og uddannelse for alle på arbejdsmarkedet* – rapport fra Trepartsudvalget, bind 1 og 2.

Duplik

»En kritik af VEU-udvalgets arbejde«

Svend Jespersen, Nicolai Kristensen og Lars Skipper

Vi takker Martin Sonnefeld Jørgensen og Christian Liebing (JL) for deres svar. Vi er fortrøstningsfulde over, at vores »fremførte kritikpunkter er velkendte«. Vi er dog samtidig ærgerlige over, at disse synspunkter ikke er blevet tillagt større betydning i hverken udvalgets baggrundsrapport eller de endelige politik-anbefalinger, da vi mener, at der er vægtige argumenter bag. I stedet vælger Trepartsudvalget ikke at citere centrale kritiske forskningsresultater på området fra internationale anerkendte studier og vælger ligeledes kun at præsentere læserne for ét politik-scenarior; en litteratur gennemgang og et politik-scenarior, der efter vores bedste overbevisning fordrejer effekterne af VEU i ensidig positiv retning.

Vedrørende de specifikke kritikpunkter:

1. Som også JL nævner, er det helt unikke ved det danske/nordiske VEU-område, omfanget af subsidier fra skatteyderne til deltagerne (både kursister og arbejdsgivere) med de deraf følgende lavere direkte omkostninger. Dette resulterer alt andet lige i et *lavere* forventet afkast ved deltagelse på marginen i Danmark relativt til lande, vi normalt ville sammenligne os med.
3. At den magiske multiplikator på 1,5 »ikke [har] betydning for effekterne på de offentlige finanser« er forkert. Den har den helt åbenbare og øjeblikkelige konsekvens, at de samfundsøkonomiske fordele øges betydeligt og nemmere overgår omkostningerne i cost-benefit analysen.
4. Selvom de ekstra milliarder til området tages fra »en globaliseringspulje«, skal de på et eller andet tidspunkt inddrives fra skatteyderne, hvorved der sker et forvriddningstab. Skatteforvriddningstab opstår ikke kun ved skattestigninger. På marginen indebærer alle offentlige udgifter et forvriddningstab, så længe der opkræves forvriddende skatter. I stedet for at bruge et givet beløb på en bestemt offentlig udgift har man altid alternativet at reducere de forvriddende skatter med et tilsvarende beløb. Derfor skal enhver offentlig udgift kunne klare et cost-benefit test, hvori der er taget højde for skatteforvriddningstab. Kleven og Kreiner (2006) kommer frem til, at marginalomkostningen i forbindelse med inddrivelse af en skattekrone i Danmark under nogle scenarior er over 2. Dette er formentligt rigeligt til at vende rundt på anbefalingerne fra udvalgets analyse.

5. At »crowding out effekter er [...] indeholdt i vurderingen« er åbenlyst. De er antaget væk. Evaluering af de samfundsøkonomiske effekter forbundet til VEU er ganske rigtigt kun en lille del af rapporten, men dog en meget vigtig del. Spørgsmålet er, om yderligere satsning på VEU er en farbar vej til at løse fremtidige strukturproblemer på det danske arbejdsmarked; problemer der opstår i kølvandet på skill-biased teknologiske fremskridt og øget outsourcing. I den forbindelse er det vigtigt at forstå omfanget af det samfundsøkonomiske afkast af VEU. Desværre giver Trepartsudvalgets rapport efter vores opfattelse ikke en god belysning af det samfundsmæssige afkast af en øget VEU-indsats.

Investeringer i uddannelse har, lige som alle andre former for investeringer vi måtte foretage, et aftagende marginal-afkast. Denne egenskab er også gældende på området for Voksen- og Efteruddannelse. På et tidspunkt kan man komme i en situation, hvor de marginale fordele ikke er store nok til at opveje marginalomkostningerne. Penge brugt på et øget VEU-omfang har en alternativværdi: De kunne f.eks. være blevet anvendt til at reducere fremtidige skatter, de kunne have været investeret i ungdomsuddannelserne, i børne- og ungdomspsykiatrien eller en øget vuggestue-bemanning. Det er vores overbevisning, at forsvarerne (herunder JL) af yderligere milliardbevillinger til VEU i det mindste burde forsøge at dokumentere over for de ultimative investorer, nemlig skatteyderne, at deres penge bruges på det bedste af alternativerne.

Litteratur

Kleven, H. Jacobsen og C. Thustrup Kreiner.
2006. The Marginal Cost of Public Funds:
Hours of Work Versus Labor Force Par-

ticipation, *The Journal of Public Economics*, vol. 90, s. 1955-173.

Bog anmeldelse

Thomas Bernt Henriksen, red.: *Skabt til vækst - 15 vinkler på Danmarks Økonomiske Fremtid*. Børsens forlag, København 2006. 179 s. ISBN 87-7664-177-5. Kr. 249,-. Anmeldt af Carl-Johan Dalgaard.

Hvad giver man manden der har alt på hans 60 års dag? Internettet bugner med ideer. Min afsøgning ledte til forslag så som et årsabonnement på *Euroman*, et barbersæt (?), samt en dag i selskab med en oppustelig hoppeborg. Til alt held valgte medarbejderne på *Børsens Nyhedsmagasinet* i stedet at udgive en bog, da chefredaktøren skulle fejres. Der er nu ikke tale om en hvilken som helst bog, men derimod en samling af debatindlæg, og et interview med to erhvervsledere, om nye veje til økonomisk vækst. Bidragsyderne tæller alt fra fagøkonomiske notabiliteter i ind- og udland, over journalister til skønlitterære forfattere.

Siden forordet til det festlige skrift kundgør, at bogen ikke nødvendigvis skal læses fra begyndelse til slutning, tog jeg udfordringen op, og begyndte at læse den bagfra. Et uoriginalt valg måske, men sådan blev det altså. Desuden kom jeg ikke til at fortryde den tilgang, for Per Helge Sørensens indlæg »En truet art«, forfattet i bedste »Gonzo-journalistiske« stil, er svært underholdende. Det handler om en journalist, der har fået til opgave at forsyne kommunikationsafdelingen i en større dansk virksomhed med et portræt af koncernens stolte stifter: Jørgensen. Via dialogen mellem journalisten og kommunikationsmedarbejderne bliver det klart, at Jørgensens karrierevej udviser urent trav, set i relation til virksomhedens nuværende »værdiprogram«. Det satser nemlig på efteruddannelse og fællesskab, hvilket ikke rimer afsindigt godt med Jørgensens selvrapporterede holdninger. Stifteren er ej heller begejstret for ideen om, at virksomhedens »forandrings-

værdier« skal formidles via et brætspil, der ifølge Jørgensen minder om Ludo, selvom kommunikationsmedarbejderen bedyrer det snarere ligner Matador. Specielt er Jørgensen ikke god til at vente med at spille »forandringskortene« til han er landet på et »forandringsfelt«. Med hans egne ord, så venter kineserne (sgu) altså ikke 4 omgange med at spille forandringskortet. Det er lystigt, men pointen er alvorlig nok.

Fokus på de personlige egenskaber, der er at finde hos individet, der søsætter virksomheder og fremmer beskæftigelsen via privat initiativ, bliver ofte glemt i den økonomiske – politiske debat. Måske fordi opfattelsen er den, at disse egenskaber er medfødte karakteristika, der næppe kan påvirkes af beslutninger ovenfra. Men det er nok en tilsnigelse, for vi vælger selv, om vi vil nære og tilskynde sådanne personlige egenskaber; i skolesystemet og derefter. Hvis man problematiserer adfærd forbundet med foretagsomhed, er det så en god ide? Måske ikke, og det er pointen i Sørensens indlæg. Selvom det næppe har inspireret forfatteren, er der faktisk en økonomisk litteratur, der netop peger på, at sociale værdinormer er vigtige, når den enkelte træffer sine valg om beskæftigelse og uddannelse, se f.eks. Ferstman, Murphy og Weiss (1996). Afhængig af den samfundsvedtagne »sociale afkastprofil« kan fordelingen af individer på uddannelse (og erhverv) ende med at være u hensigtsmæssig, ud fra en vækstmålsætning. Er det den samme form for problemstilling, vi står med, når kreativiteten prises i det offentlige rum, og søges tilskyndet i skolesystemet, alt imens den synes at blive (dis)associeret med specifikke fag? I dag er det velsagtens sådan, at de fleste danskere forbinder »kreativitet« med fingermaling, men ikke med ingeniørkunst. Hvor kommer den opfattelse fra? Er den heldig? Spiller det en rolle i forhold til unges valg af uddannelse?

Længere fremme i bogen finder man Suzanne Brøgers indlæg (»Smertegrænse«).

Det er heller ikke kedeligt, for undervejs møder vi Niels Bohr, Dalai Lama, Kafka, Gandhi, Platon, og en husengel. Til sidst bliver de enige om, at (s. 140): »...intelligens er et relationelt fænomen, transhumant. Individuelle intelligens-tester er derfor helt artificielle, vi er som individer sat i en fælles virkelighed, og det er i den, vi skal virke. Det er på den fælles ultimative virkelighed, vores individuelle begavelse skal testes«. Spændende – men gad vide om Jørgensen også er enig?

På dette sted følte jeg trang til at spille et forandringskort; så jeg sprang frem til indlæggene af Jørgen Elmeskov (»Vækst og økonomisk politik«) og Niels Thygesen (»Bedre rammer for økonomisk vækst – hvordan?«). Jeg skal ikke afsløre for meget af plottene. Men lad mig slå fast, at hvis man går og pønser på et politisk udspil, der sigter på at stimulere væksten, men har bivirkninger som inflation, voksende budgetunderskud og reduceret indenlandsk produktmarkedskonkurrence, da skal man ikke regne med støtte fra Elmeskov og Thygesen. I det hele kan man sige, at hvis man er lidt nysgerrig efter at vide, hvad OECD går og mener om sammenhængen mellem politik og økonomisk vækst, er indlæggene meget informative.

Således informeret zappede jeg videre til et interview med Charlotte Sahl-Madsen (Administrerende direktør for Danfoss Universe) og Henning Dyremose (som formodentlig ikke kræver yderligere præsentation). Heraf kan man læse, at hvis alle virksomheder med mellem nul og 50 medarbejdere udnytter deres eksportpotentiale, vil forretningen A/S Danmark modtage en mereeksport på 200 milliarder. Det er i alle fald, hvad en undersøgelse angiveligt viser, som Dyremose har været med til at fået foretaget af Syddansk Universitet. Det lyder som en sag, der kunne være af interesse for en bredere kreds. Desuden fremgår det af interviewet, at der er stort potentiale i oplevelsøkonomien, at vi bør få mere ud af folkeskolen, at skatten bør sænkes for at holde den bedste arbejdskraft inden for landets grænser (eller incitere den til at komme tilbage efter endt udlandsophold), samt at Dyremoses

skjorte nu til dags er forsynet med ægte perler i stedet for knapper. Nogen lever altså op til sit potentiale.

Andre interessante indlæg i bogen er de af Torben M. Andersen (»Forskning for fremtiden«), samt af Jakob Roland Munch og Jan Rose Skaksen (»Er uddannelse en forudsætning for velstand og vækst i en globaliseret verden?«).

Andersen retter fokus på en række konkrete problemstillinger i relation til forskningspolitikken. En meget aktuel diskussion vedrører fusionsplanerne af danske universiteter, som undertiden forsvares med ønsket om at skabe »kritisk masse« i forskningsmiljøerne. Men opnås dette ved en geografisk mere tynd spredning af individuelle institutter? Et andet spørgsmål, der rejses i indlægget, vedrører det politiske ønske om en øget eksternt formidlingsindsats af universitetsforskere (f.eks. via avisklummer o. lign.). Er det hensigtsmæssigt, at (alle) forskere skal bruge dele af deres tid på denne form for indsats, i stedet for på forskning og undervisning? Hvor generelt gælder valgspørg: »hvis det ikke kan forklares [til den brede befolkning], kan det ikke forsvares«?

Munch og Skaksen fremlægger evidens der tyder på, at virksomheder, der benytter uddannet arbejdskraft, er mere produktive (for så vidt som det afspejler sig i lønniveauet) og er mere rettede mod eksport. Det er interessante korrelationer, der tyder på, at globaliseringen leder til øget efterspørgsel efter uddannet arbejdskraft. Dog ikke nødvendigvis alle former for uddannelse. For eksempel er der noget der tyder på, at kandidater med en humanistisk uddannelse klarer sig mindre godt på arbejdsmarkedet end f.eks. naturvidenskabelige kandidater. Det lavere økonomiske afkast på en humanistisk uddannelse rejser naturligt nok spørgsmålet om, hvorfor alle unge ikke søger ind på samfundsvidenskabelige, eller naturvidenskabelige uddannelser? (Der er jo plads nok.) Til den ende fremfører Munch og Skaksen den hypotese, at uddannelse ikke alene er en investering. Uddannelse skal måske også anses for at være et forbrugsobjekt.

Forbrugsværdien af en uddannelse vil så afhænge af, hvor »sjov og spændende« indlæringsprocessen forekommer at være. Argumentet er således, at der tænkeligt er en større »forbrugsværdi« i humanistiske fag, end i samfunds- eller naturvidenskabelige fag, hvilket dermed kompenserer for et lavere økonomisk afkast. Det er en interessant hypotese. Men gad vide, om en Holger Bech ville anse det for at være en sand forbrugsfest at blive uddannet som cand. mag. i dansk med sidefag i religion?

Springfyldt med energi ovenpå disse indlæg, vendte jeg mig mod »Kulturalisme versus Oplysning«, forfattet af Frederik Stjernfeldt. Gennem mit optik var det at følge tråden i indlægget næsten lige så udfordrende som at afkode det melodiske underliggende tema i et stykke fusionsjazz. Men Stjernfeldt er altså ikke overdrevet begejstret for, hvad han kalder »Kulturalismen«, hvis værdigrundlag anses forankret i f.eks. skikke, religiøsitet, og i nogen grad nationalitet. Indlægget antyder, at en politisk kampplads er at finde i brydningsfeltet mellem værdier repræsenteret af »Kulturalisterne«, og de, der er associeret med Oplysningstraditionen. Det er

et interessant spændingsfelt. Udfaldet af en sådan kontrovers er måske endda vigtigt for vækstprocessen. I al fald hvis Oplysningstidens intellektuelle innovationer var så afgørende for »den industrielle revolution« som nogen prominente historikere mener er tilfældet, Mokyr (2005).

Det vil føre for vidt at omtale alle de spændende indlæg, som bogen rummer. Men som det turde være klart rummer de 179 sider lidt for enhver smag. Der er alt fra interessante økonomiske analyser og oversigter, til noget der mest minder om små noveller. Temaerne i indlæggene er lige så varierede; fra forskningspolitik og vækstregnskaber til mere filosofiske overvejelser, der sætter mennesket i centrum for vækstprocessen. Det gør bogen usædvanlig og særdeles fornøjelig at læse.

Litteratur

- Ferstman, C., K. Murphy og Y. Weiss. 1996. Social Status, Education and Growth. *Journal of Political Economy*, 104, s. 108-32.
- Mokyr, J. 2005. The intellectual origins of modern economic growth. *Journal of Economic History*, 65, s. 285-351.